

**Міністерство освіти і науки України
Тернопільський національний економічний університет**

О. В. Кустовська

**ДЕМОГРАФІЧНИЙ РОЗВИТОК РЕГІОНУ
(статистичний аналіз і моделювання)**

**Тернопіль
Економічна думка
2008**

УДК 314.18:303.71
ББК 60.7(4Укр)
К94

Кустовська О. В. Демографічний розвиток регіону (статистичний аналіз і моделювання). – Тернопіль: Економічна думка, 2008.– 326 с.

Монографія присвячена статистичному аналізу особливостей структурних і динамічних характеристик відтворення населення регіону. Сформульовано теоретико-методологічні засади статистичного аналізу демографічного розвитку, зокрема, системний підхід у дослідженні демографічних явищ і процесів, категоріальний апарат та інформаційну базу їхнього статистичного аналізу та моделювання. Здійснено статистичний аналіз тенденцій і закономірностей динаміки чисельності та природного руху населення Тернопільської області. Запропоновано методику оцінювання сезонних коливань демографічних параметрів регіону. Розроблено теоретико-методологічні засади статистичного аналізу демографічних структур і структурних зрушень на регіональному рівні. Здійснено багатофакторний індексний аналіз динаміки народжуваності, смертності та шлюбності у регіоні. Викладено методику порівняльного аналізу демографічного розвитку на основі багатофакторних мультиплікативних моделей та інтегральної оцінки демографічного розвитку.

Подано значний обсяг даних демографічної статистики, а також результати авторських розрахунків, які характеризують тенденції та закономірності демографічного розвитку Тернопільської області за період 1950 – 2006 рр.

Рецензенти: В. Я. Брич, д. е. н., професор;
О. В. Заставецька, д. геогр. н., професор;
А. М. Стельмашук, д. е. н., професор;
В. Г. Кирич, начальник головного управління
статистики у Тернопільській області

Рекомендовано до друку Вченою радою Тернопільського національного економічного університету (протокол № 4 від 28. 12. 2007 р.).

ISBN 978-966-654-219-2

© О. В. Кустовська, 2008

© Економічна думка, 2008

ЗМІСТ

ВСТУП.....	4
Розділ 1. Теоретико-методологічні засади статистичного аналізу демографічного розвитку регіону	7
1.1. Системний підхід у дослідженні демографічних явищ і процесів.....	7
1.2. Понятійно-термінологічний апарат статистичного аналізу демографічних явищ і процесів на регіональному рівні	26
1.3. Формування інформаційної бази статистичного аналізу і моделювання демографічного розвитку регіону	41
Розділ 2. Статистичний аналіз тенденцій і закономірностей динаміки чисельності та природного руху населення регіону	65
2.1. Методологічні основи аналізу закономірностей динаміки демографічних параметрів	65
2.2. Статистичний аналіз тенденцій і закономірностей динаміки чисельності населення регіону	70
2.3. Порівняльний аналіз динаміки абсолютних показників природного руху міського і сільського населення регіону	83
2.4. Аналіз тенденцій і закономірностей динаміки інтенсивності демографічних процесів у регіоні	106
2.5. Оцінювання сезонних коливань демографічних параметрів регіону	137
Розділ 3. Статистичний аналіз регіональних демографічних структур і структурних зрушень	151
3.1. Теоретико-методологічні засади статистичного аналізу регіональних демографічних структур.....	151
3.2. Структурний аналіз народжуваності.....	156
3.3. Структурний аналіз смертності	170
3.4. Структурний аналіз шлюбності та розлучуваності	195
Розділ 4. Багатофакторні демографічні індексні моделі та багатофакторний індексний аналіз демографічного розвитку регіону	219
4.1. Теоретико-методичні засади багатофакторного індексного аналізу демографічних процесів.....	219
4.2. Багатофакторний індексний аналіз динаміки народжуваності в регіоні	225
4.3. Багатофакторні індексні моделі в аналізі динаміки смертності населення регіону	242
4.4. Багатофакторний індексний аналіз динаміки шлюбності.....	258
4.5. Порівняльний аналіз демографічного розвитку на основі багатофакторних моделей та інтегрального оцінювання демографічної ситуації.....	274
ВИСНОВКИ.....	283
ПЕРЕЛІК ЛІТЕРАТУРИ	285
ДОДАТКИ	289

ВСТУП

Загострення демографічної ситуації в Україні зумовило посилення інтересу органів державного управління всіх рівнів, політиків, науковців, громадських організацій, пересічних громадян до демографічних проблем насамперед на регіональному рівні. У публікаціях на цю тему часто йдеться про демографічну кризу, найвиразнішим виявом якої є помітне зменшення чисельності населення, котре супроводжується деформацією процесів його відтворення. Отже, для запровадження дієвої демографічної політики, спрямованої на підвищення рівня та поліпшення якості життя населення, необхідно проаналізувати реальну демографічну ситуацію як на національному, так і регіональному рівнях, залучивши арсенал сучасних методів різних наук, у тому числі й статистичних.

Прагнення України до розбудови соціальної та правової держави, забезпечення людського розвитку на основі задоволення соціально-економічних потреб населення, Цілей розвитку тисячоліття, вимог інтеграції в європейську спільноту потребують відстеження демографічного розвитку та прогнозу змін у майбутньому. Соціальні та економічні процеси «проходять» через населення, відображаються на його цільових установах і поведінці, а також у показниках демографічного розвитку. Таким чином, основні особливості та закономірності відтворення населення є узагальнюючою, найбільш глибокою базисною характеристикою результатів соціально-економічного розвитку та діяльності державних органів.

Розробці методологічних і методичних засад дослідження сучасної демографічної ситуації, виявленню причин та наслідків демографічної кризи, тенденцій демографічних процесів та їхніх регіональних особливостей присвятили наукові праці багато вчених, зокрема, Д. Богиня, В. Джаман, Е. Лібанова, І. Курило, Ю. Муромцева, І. Прибиткова, С. Пирожков, В. Стешенко, С. Стеценко, Н. Гринчук, Н. Лакіза-Сачук, В. Новіков, С. Цапок, Л. Ноджак, Ю. Дехтяренко, П. Шевчук, Н. Фойгт та ін. Науковим дослідженням деморозвитку України та її регіонів приділяють значну увагу такі наукові установи, як – Інститут демографії та соціальних досліджень НАН України, Інститут економіки НАН України, Національний інститут стратегічних досліджень, Інститут регіональних досліджень НАН України, Департамент статистики населення та адмініст-

ративно-територіального устрою, Науково-дослідний інститут статистики Держкомстату України, вищі навчальні заклади та ін. Зокрема, Інститут демографії та соціальних досліджень спільно з Державним комітетом статистики України підготували три щорічних аналітичних доповіді «Населення України-2002», «Населення України-2003», «Населення України-2004», в яких проаналізовано сучасний стан демографічних процесів в Україні, статеві-вікова структура населення та очікувані наслідки базових складових природного руху населення у ракурсі його демографічного старіння, а також регіональні особливості структурних і динамічних характеристик населення та просторова специфіка його відтворення.

Ефективна демографічна політика держави має враховувати специфіку соціально-економічного та демографічного розвитку регіонів, тому для її розроблення і реалізації необхідно досліджувати демографічну ситуацію у кожному регіоні, тенденції та закономірності її розвитку. Одним з основних апаратів таких досліджень є статистичні й статистико-математичні методи, які дають змогу всебічно проаналізувати масові демографічні явища і процеси в умовах значної кількості факторів, що їх визначають, наявності складних взаємозв'язків між ними, підвищення вимог до достовірності та деталізації результатів.

Водночас потребує подальшого розвитку методологія і методика статистичного аналізу демографічної ситуації на регіональному рівні, тенденцій народжуваності, смертності, шлюбності та розлучуваності, зміни статево-вікової структури населення, тривалості життя із застосуванням сучасного інструментарію, комп'ютерної техніки і програмних продуктів. Об'єктом проведеного дослідження обрано закономірності демографічних явищ і процесів у Тернопільській області. Його інформаційною основою слугували статистичні дані, нагромаджені відділом статистики населення Головного управління статистики у Тернопільській області, які є результатом опрацювання й узагальнення первинної інформації, одержаної в процесі реєстрації актів цивільного стану, прибуття та вибуття населення, а також Всеукраїнського перепису населення 2001 р. і попередніх переписів.

Основними напрямками дослідження є такі:

- формування теоретико-методологічних засад комплексного статистичного аналізу демографічного розвитку регіону на основі

системного підходу, його понятійно-термінологічного апарату, системи показників та інформаційної бази;

- розробка методології та методики порівняльного статистичного аналізу тенденцій і закономірностей динаміки чисельності та природного руху населення регіону, оцінювання сезонних коливань;
- статистичний аналіз закономірностей розподілу, демографічних структур і структурних зрушень;
- багатофакторний індексний аналіз впливу факторів на параметри природного руху населення регіону.

Значний обсяг інформації міститься у додатках, де вміщено як вихідні статистичні дані, так і результати авторських розрахунків для оцінювання динаміки демографічних параметрів, закономірностей розподілу, структури і структурних зрушень, впливу факторів, які визначають демографічний розвиток регіону.

Монографія розрахована на широке коло читачів і може бути корисною для студентів, аспірантів, викладачів, демографів, соціологів, працівників органів державної статистики та місцевих органів державного управління, інших осіб, яких цікавлять питання ретроспективи та перспективи демографічної ситуації в регіоні.

РОЗДІЛ 1. ТЕОРЕТИКО-МЕТОДОЛОГІЧНІ ЗАСАДИ СТАТИСТИЧНОГО АНАЛІЗУ ДЕМОГРАФІЧНОГО РОЗВИТКУ РЕГІОНУ

1.1. Системний підхід у дослідженні демографічних явищ і процесів

Однією з методологічних засад комплексного вивчення населення є застосування принципів системного підходу та загальної теорії систем у дослідженні законів і закономірностей відтворення населення, демографічних явищ та процесів. Необхідність використання системного підходу для дослідження демографічного розвитку зумовлюється потребами вдосконалення управління суспільними процесами, зокрема, відтворенням народонаселення, завданнями розробки та проведення ефективної демографічної політики як на національному, так і на регіональному рівнях. Важливим аспектом застосування системного підходу є перехід від простого накопичення та сумування знань про окремі демографічні процеси до формування системи знань про населення.

Методологічна специфіка системного підходу полягає у тому, що він спрямовується не лише на пізнання суті розвитку населення як системи, розкриття його цілісності та механізмів, що її визначають, а насамперед на розробку засобів, які забезпечують ефективне управління цим розвитком. При цьому виявляється множина зв'язків відтворення населення з соціально-економічним розвитком, а також між окремими демографічними процесами, необхідність зведення цих зв'язків у єдину теоретичну картину розвитку населення [14, 408].

Системний підхід є одним із головних загальнонаукових методів пізнання та соціальної практики, суть якого полягає у дослідженні певного об'єкта як складної системи. Він сприяє адекватному формулюванню суті досліджуваних проблем у конкретних науках і вибору ефективних шляхів їхнього вирішення. Системний підхід – це аналіз складного, але внутрішньо пов'язаного об'єкта як системи, тобто сукупності взаємодіючих елементів, котрий спрямовано на виявлення і вивчення типів зв'язків між елементами системи та зведення їх у теоретичну цілісність [57, 23].

Методологічно специфіка системного підходу виявляється у тому, що метою дослідження є вивчення закономірностей і механізмів утво-

рення складного об'єкта з певних компонентів. При цьому особлива увага приділяється вивченню різних внутрішніх і зовнішніх зв'язків системи, а також процесу об'єднання основних категорій у теоретичну цілісність, що дає змогу виявити суть системи. Отже, наукове пізнання характеризується тим, що, з одного боку, дослідник прагне до цілісного аналізу об'єкта, а з іншого – до систематизації знань про об'єкт на основі використання певних конкретних, часткових уявлень про нього.

Системний підхід не набуває вигляду чіткої методики з визначеною логічною концепцією. Це сукупність принципів, методичних правил і логічних прийомів теоретичного дослідження, яка виконує евристичну функцію в процесі наукового пізнання. Пізнавальні принципи системного підходу не мають жорстких обмежень, вони орієнтують і спрямовують дослідника двояким чином: з одного боку, на встановлення обмеженості традиційних об'єктів дослідження, визначення і реалізацію нового типу завдань і формування нового стилю мислення, а з іншого – на виявлення нових об'єктів і предметів дослідження шляхом визначення їхніх структурних і типологічних параметрів або властивостей. Усе це сприяє розробці конструктивних комплексних програм наукових досліджень і розвитку науки. Системний підхід спрямовує, з одного боку, на виявлення структури, а з іншого – на розкриття цілісності системи. Інакше кажучи, він поєднує в собі аналіз, тобто вивчення структури системи і зв'язків між її елементами, і синтез – виявлення механізмів цілісності системи [57, 24].

Критичний аналіз стану та перспектив наукових досліджень з актуальних проблем у будь-якій галузі знань на ґрунті системного підходу дає змогу виявити неповноту або обмеженість предмета пізнання, відомих підходів, принципів і методів вирішення наукових і практичних завдань. Він охоплює методи і засоби побудови знання, а також сприяє зосередженню основної уваги на певному напрямі дослідження. Оскільки одним із принципів системного підходу є нагромадження знань у процесі наукового дослідження, унеможлиблюється невиправдане нехтування поширеними уявленнями, знаннями, методологією дослідження.

Системний підхід спрямовує дослідника не тільки на виявлення конкретних механізмів, котрі забезпечують цілісність об'єкта, а й на здійснення якомога повної типології зовнішніх і внутрішніх зв'язків.

Проте виокремлення у багатокомпонентних об'єктах різнотипних зв'язків є лише одним із завдань дослідження об'єктів, які мають системний характер. Водночас системний підхід визначає необхідність виокремлення таких зв'язків, які є найважливішими для системи (суттєвих зв'язків) при всьому їхньому різноманітті у кожному конкретному компоненті системи.

Системний підхід належить до загальнонаукових методів наукового дослідження і перебуває у нерозривному зв'язку з діалектикою як загальнофілософським методом пізнання. У системному підході конкретизуються: принципи діалектики (історизму, загального зв'язку та взаємозалежності, всебічності аналізу об'єктів і явищ реальної дійсності, об'єктивності, конкретності, детермінізму, структурності, суперечливості та ін.); категорії діалектики (причина та наслідок, сутність і вияв, одиничне та загальне, зміст і форма, необхідність і випадковість, кількість та якість, розвиток, рух, структура, елемент тощо); закони діалектики (єдності та боротьби протилежностей, переходу кількісних змін у якісні, заперечення заперечень).

Принципи системного підходу – це загальні положення, абстраговані від конкретного змісту наукових і прикладних проблем, тому в процесі наукового дослідження їх потрібно конкретизувати відповідно до його об'єкта та предмета. Інтерпретація системних принципів у контексті конкретних умов дає змогу досліднику на вищому рівні зрозуміти об'єкт загалом як систему, виявити суттєві особливості досліджуваної проблеми, врахувати найважливіші зв'язки системи, вийти за межі її аналізу «зсередини» на основі формування особливого, системного типу мислення.

Відповідно до визначеного об'єкта і предмета дослідження доцільно застосовувати такі принципи системного підходу:

- 1) принцип глобальної (генеральної) мети, суть якого полягає у тому, що функціонування і розвиток системного об'єкта та всіх його складових, а також їхнє дослідження потрібно спрямовувати на досягнення певної глобальної (головної, генеральної) мети. В контексті дослідження демографічного розвитку регіону цей принцип можна інтерпретувати таким чином: життєдіяльність і розвиток як населення регіону загалом як системи, так і складових (окремих груп) спрямовані на забезпечення

головної мети – відтворення та покращення його кількісних і якісних параметрів. З іншого боку, наукове пізнання за суттю також має системний характер, тому що в результаті дослідження має бути досягнута визначена генеральна (головна) мета шляхом реалізації конкретизованих завдань на основі застосування системи наукових методів;

2) принцип єдності, зв'язності та модульності, який передбачає, що система розглядається «ззовні» як єдине ціле (принцип єдності). Водночас необхідно досліджувати окремі взаємодіючі складові системи (принцип зв'язності), а також вивчати замість них «входи» та «виходи» системи, абстрагуючись від її деталізації (принцип модульності). Стосовно конкретного дослідження демографічного розвитку регіону цей принцип можна сформулювати таким чином: розгляд населення регіону як складної великої системи, як єдиного цілого доповнюється дослідженням окремих взаємодіючих груп населення, а також вивченням факторів та умов життя населення, їхнього впливу на демографічну ситуацію в регіоні;

3) принцип ієрархії, який полягає у виявленні в системі ієрархічних зв'язків, модулів, цілей. При цьому дослідження переважно починається з вищих рівнів ієрархії, дослідник має чітко визначити, в якій послідовності розглядатимуться компоненти системи, напрямок і ступінь конкретизації уявлень. Цей принцип можна інтерпретувати відповідно до об'єкта і предмета дослідження таким чином: виявлення ієрархічних зв'язків між окремими групами населення, між демографічними явищами та процесами, ієрархічна побудова цілей та завдань дослідження, а також системи показників демографічного розвитку регіону;

4) принцип функціональності передбачає, що структура системи зумовлюється її функціями, отже, досліджувати системний об'єкт необхідно з урахуванням цих функцій та їхньої зміни. У контексті дослідження принцип функціональності сформулюємо так: склад і структура населення визначаються функціями, які виконує кожна група або контингент у процесах його відтворення та у суспільному житті. Для виконання цих функцій населення набуває відповідних властивостей, параметрів і характеристик, а зміна функцій приводить до трансформації структури населення;

5) принцип розвитку полягає у тому, що система вважається здатною до вдосконалення за умови збереження певних якісних властивостей. Для дослідження демографічної ситуації в регіоні цей принцип можна адаптувати таким чином: демографічні процеси, які відбуваються в регіоні та країні загалом, зумовлюють до зміни якісних і кількісних параметрів населення, тобто зміни його стану, що за суттю є розвитком. Водночас населення як система прагне до вдосконалення своєї структури та параметрів з метою забезпечення відтворення;

6) принцип децентралізації, який передбачає наявність компромісу між реакцією системи на зовнішні впливи як єдиного цілого та здатністю реагувати на дію зовнішнього середовища окремими її компонентами. Системи з високим рівнем централізації є негнучкими, неспроможними швидко реагувати та пристосовуватися до зміни зовнішніх і внутрішніх умов. У системах з високим ступенем децентралізації виникає проблема узгодження функціонування складових з точки зору досягнення глобальної мети, тому необхідно створювати дієвий і стабільний механізм, котрий дає змогу регулювати поведінку компонентів. У контексті дослідження цей принцип можна трактувати таким чином: під впливом економічних, соціальних, екологічних, політичних та інших факторів відбуваються відповідні зміни як у всіх групах населення (реакція системи), так і в окремих (реакція компонентів системи). Таким чином, заходи щодо регулювання демографічних процесів і демографічну політику потрібно спрямовувати як на населення загалом, так і на окремі групи та контингенти;

7) принцип невизначеності полягає у тому, що переважно об'єктом дослідження є складні великі системи, поведінка та структура яких повністю невідомі, перебіг процесів у системі неможливо повністю передбачити, невідомі зовнішні впливи тощо. Щодо дослідження демографічного розвитку регіону суть цього принципу полягає в тому, що демографічні процеси є масовими та випадковими, демографічна подія або явище може відбутися, а може й не відбутися. Отже, для їхнього дослідження широко застосовуються ймовірнісні характеристики та методи теорії ймовірностей, математичної статистики.

У сучасній науковій літературі системний аналіз переважно трактують як процедуру, певний алгоритм проведення системного досліджен-

ня, котрий полягає у розчленуванні глобальної проблеми на складові (підпроблеми, завдання), які більш доступні для вирішення, у використанні адекватних спеціальних наукових і дисциплінарних методів дослідження для їхньої реалізації з подальшим синтезом часткових рішень для вирішення наукової проблеми загалом. Зокрема, О. Старіш визначає системний аналіз як сукупність методологічних засобів системного моделювання з метою прийняття рішень щодо складних проблем політичного, економічного і соціального характеру [57, 24]. На нашу думку, наукове обґрунтування рішень щодо демографічного розвитку як країни загалом, так і регіонів потребує застосування системного аналізу.

Системний аналіз передбачає декомпозицію мети дослідження шляхом визначення підцілей та завдань, їхню реалізацію, а потім відповідно до одержаних часткових результатів – подання висновків, рекомендацій і пропозицій. Мета дослідження формулюється, як правило, у загальних термінах, тому її необхідно конкретизувати та довести через послідовні рівні декомпозиції до окремих критеріїв, показників, характеристик. Оскільки метою конкретного дослідження є вирішення певної наукової або практичної проблеми, це передбачає формування системи, яка охоплює знання, інформацію, матеріальні засоби і способи їхнього використання, організацію наукової діяльності.

Оскільки для досягнення мети дослідження можуть бути використані різні методи, засоби та інструменти, виникає потреба у виокремленні єдиного методу, котрий відповідає визначеному критерію або критеріям. Отже, важливим призначенням системного аналізу є встановлення критеріїв для відбору методів і засобів досягнення мети. Основним критерієм проведення дослідження демографічного розвитку регіону є його належність до галузі знань за назвою «статистика». Отже, єдиним методом виступає метод статистики, що й визначає спектр конкретних методів, засобів та інструментів, залучених для реалізації визначеної головної мети.

До основних методологічних принципів системного аналізу належать:

- органічна єдність об'єктивного та суб'єктивного в процесі наукового дослідження, яка виявляється у тому, що об'єктом дослідження є реальна, об'єктивно наявна система, тоді як мету дослідження, його предмет і метод визначає суб'єкт дослідження – дослідник;

- структурність системи, що зумовлює необхідність виокремлення та дослідження її компонентів, взаємозв'язків між ними, вивчення особливостей їхньої поведінки тощо;
- динамізм системи, який виявляється у постійній зміні кількісних та якісних параметрів і характеристик, тенденцій розвитку, функцій і структури;
- міждисциплінарний характер системних досліджень, що передбачає застосування методів різних галузей знань для досягнення мети;
- органічна єдність формального та неформального при проведенні дослідження.

Застосування системного підходу та системного аналізу для дослідження демографічного розвитку передбачає наявність відповідного понятійного апарату. До основних категорій системного дослідження належать: система, зв'язок, структура системи, ціле (цілісність), елемент та ін.

Система визначається як об'єктивна єдність закономірно пов'язаних між собою предметів, явищ, а також знань про природу та суспільство. За іншою інтерпретацією, система – це комплекс елементів та їхніх властивостей, взаємодія яких зумовлює появу якісно нового цілого. На думку А. Катренка, систему S можна розглядати у такому вигляді: $S = \langle M, X_s, X_s^-, F \rangle$, де M – множина елементів системи; X_s – множина зв'язків між елементами системи; X_s^- – множина зв'язків між елементами системи та зовнішнім середовищем; F – множина нових (системних) функцій, властивостей і призначень [25, 38].

Населення регіону у контексті системного дослідження має такі характерні риси та властивості:

- 1) населення є певною сукупністю складових (груп, контингентів, когорт тощо), які за певних умов також можна розглядати як окремі системи;
- 2) наявність суттєвих зв'язків та відношень між складовими та (або) їхніми властивостями, які переважають над зв'язками (відношеннями) цих складових із зовнішнім середовищем;
- 3) населення як система характеризується певною організацією, що виявляється у зменшенні ступеня ентропії (невизначеності) порівняно з ентропією системоутворюючих факторів;
- 4) наявність інтегративних властивостей, характерних для системи загалом, але не кожному елементу зокрема. Таким чином, властивості

населення як системи, хоча і залежать від властивостей складових або елементів, не визначаються останніми повністю. Отже, досліджуючи окремі групи (контингенти) населення неможливо пізнати всі його властивості як системи.

Застосування системного підходу та системного аналізу в процесі наукового дослідження, зокрема відтворення населення регіону, передбачає реалізацію таких системних принципів:

- принципова незведеність властивостей системи до простої суми властивостей її складових і неможливість виведення з останніх властивостей цілого, зумовленість властивостей кожної складової її місцем, роллю, функціями в межах системи;

- структурність – можливість опису системи через визначення її структури, тобто не тільки її складу, а й зв'язків і відношень між компонентами, залежність поведінки системи не стільки від поведінки окремих елементів, скільки від її структури;

- взаємозалежність структури і зовнішнього середовища, за якої система виявляє свої властивості в процесі взаємодії із зовнішнім середовищем, при цьому вона є активним компонентом цієї взаємодії. Зовнішнє середовище системи містить усі необхідні умови для її існування та розвитку. Воно складається із багатьох природних, економічних, соціальних, політичних, інформаційних та інших факторів, які впливають на систему та й самі певним чином перебувають під її впливом. З цієї причини взаємозв'язок середовища і системи можна вважати однією з головних властивостей системи, передумовою її функціонування, а також зовнішньою характеристикою, яка значною мірою визначає її властивості та внутрішні параметри [57, 87];

- ієрархічність системи, котра полягає у тому, що кожну її складову можна розглядати як систему, а досліджувану систему – як один з компонентів ширшої, більш глобальної системи. Ієрархічність системи виявляється через те, що у ній можна виокремити підсистеми – сукупність елементів, об'єднаних єдиним процесом функціонування, які при взаємодії реалізують функції, необхідні для досягнення певної мети. Водночас систему можна розглядати як складову надсистеми – глобальної системи вищого рівня;

– множинність опису, яка впливає із принципової складності кожної системи, що потребує для адекватного її пізнання побудови множини різних моделей, кожна з яких описує лише один з аспектів стану та розвитку системи.

Головним системоутворюючим фактором є функція (функції) системи. Поширені різні думки щодо визначення цього поняття, зокрема, функцію системи вважають перетворення її входів у виходи (тобто ресурсів у результати). З іншої точки зору, функція системи полягає у забезпеченні її наявності, підтримці структури і впорядкованості. Іноді функцію системи ототожнюють з функціонуванням, визначаючи її як спосіб, засіб або дію для досягнення певної мети. Кожна система характеризується наявністю множини функцій, які перетворюють призначення системи в дії, тобто сукупність послідовних станів у часі та просторі. При взаємодії функцій часто виникають нові властивості системи, нехарактерні для окремих її складових. При цьому одна і та сама функція може бути реалізована різними шляхами, методами та засобами.

Реалізація функцій системи виявляється через її стан, котрий характеризується значеннями кількісних та якісних параметрів у певний момент часу, а зміна довільної кількості параметрів означає перехід до іншого стану. Отже, функціонування системи – це зміна її стану, котра виявляється через дискретну або неперервну зміну параметрів і має назву «поведінка або рух системи». Таким чином, рух або поведінка системи – це розгорнута у часі послідовність станів як реакції системи на внутрішні зміни та зовнішні впливи. Процес у системі – це сукупність дій, які забезпечують перетворення входів у виходи. Процес також можна трактувати як дії, спрямовані на реалізацію певної функції системи.

Населення регіону як система для реалізації глобальної мети має реалізувати певні функції, зокрема, дітородну, забезпечення життєздатності, створення сімей, розселення, міграції тощо. Таким чином, рух населення, який прийнято поділяти на природний, механічний (міграційний) та соціальний, виявляється у зміні його кількісних та якісних параметрів, котрі характеризують демографічний стан у певний момент часу. Процеси, які відбуваються протягом досліджуваного періоду, називають демографічними, а їхня типологія визначається відповідно до функцій, що вони забезпечують (процеси народжуваності, смертності, шлюбності,

розлучуваності, міграційні, зміна тривалості життя та ін.). Ці процеси зумовлені як параметрами самої системи, так і впливом численних зовнішніх факторів.

Населення регіону як система має здатність зберігати свій стан незмінним або стабільним протягом певного періоду часу, тобто характеризується наявністю рівноваги. Стійкість населення виявляється у тому, що воно може повертатися до стану рівноваги (стабільного стану) після виведення його з цього стану внаслідок впливу зовнішніх факторів.

Атрибутом населення регіону є наявність зв'язків між процесами, явищами, подіями, котрі відбуваються у системі та через які реалізуються її функції. Структура системи ініціює ці зв'язки та спрямовує їх відповідним чином, а також перетворює з певною затримкою у часі (лагом). З точки зору наукового дослідження, зв'язок між демографічними процесами, явищами і подіями можна визначити так: зв'язок є, якщо за наявністю або відсутністю деяких властивостей в одних складових системи можна робити висновки про їхню наявність або відсутність в інших.

Між елементами однієї системи та між різними системами існують зв'язки, за допомогою яких вони взаємодіють між собою (це відповідно внутрішні та зовнішні зв'язки). Зв'язки поділяються також на прямі та зворотні. Останні є складною формою вияву причинно-наслідкової залежності та полягають у тому, що результат попередніх дій підпадає під зворотній вплив їхніх наслідків. Якщо зворотній зв'язок підсилює вплив результату, то його називають позитивним, а якщо послаблює – негативним. Зворотні зв'язки сприяють збереженню стійкості системи і лише за їхньої наявності може бути забезпечена цілеспрямованість системи та регулювання.

Саме зв'язки перетворюють сукупність людей в єдине ціле, тобто у систему, в населення. Вони визначають також стан і структуру цієї складної великої системи, але при визначальному впливі її функцій.

При дослідженні демографічного розвитку регіону можна виокремити такі види зв'язків:

1) взаємодії (координації), серед яких розрізняють зв'язки властивостей і зв'язки об'єктів. До окремого виду належать зв'язки взаємодії між окремими особами та групами осіб. Їхня специфіка полягає в тому, що вони встановлюються та опосередковуються цілями, які визначає кожна

зі сторін взаємодії. При цьому виокремлюють кооперуючі (кооперативні) зв'язки, за яких цілі загалом збігаються, та конфліктні, якщо цілі є протилежними і суперечать одна одній;

2) породження (генетичні), коли об'єкт (процес, явище, подія) створює передумови для появи чого-небудь або є причиною виникнення іншого;

3) перетворення, які можна поділити на безпосередні та опосередковані. В першому разі певні перетворення у системі забезпечуються шляхом безпосередньої взаємодії двох чи більше об'єктів, у процесі якої чи завдяки якій ці об'єкти разом або окремо переходять з одного стану в інший, в іншому разі взаємодія реалізується через певний об'єкт – посередника, котрий забезпечує таке перетворення;

4) побудови (структурні), котрі полягають у тому, що наявність одних складових системи зумовлює необхідність виникнення інших, які взаємодіють з першими;

5) функціонування, що забезпечують життєдіяльність системи або її функціонування. За наявності таких зв'язків складові системи взаємодіють для спільного виконання певної функції (функціональні зв'язки). Серед зв'язків функціонування також можна виокремити зв'язки стану системи, коли наступний її стан визначається попереднім;

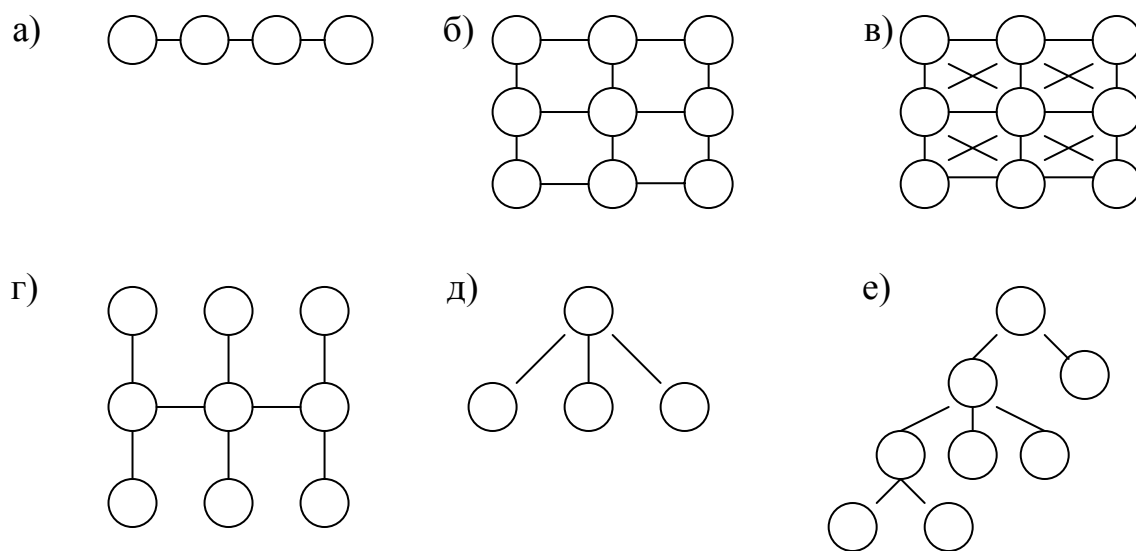
б) розвитку, які є своєрідним синтезом функціональних зв'язків та зв'язків стану. При цьому розвиток системи визначають як зміну її стану, яка супроводжується доволі суттєвими зрушеннями у побудові та структурі системи, формах її життєдіяльності. Отже, функціонування – це рух системи у стані одного і того самого рівня, котрий не пов'язаний з кардинальними перетвореннями її складових, функцій і зв'язків, при цьому кожний наступний стан або безпосередньо визначається попереднім, або певним чином трансформується всією побудовою системи і не виходить за межі її історії. Таким чином, розвиток системи полягає не лише в її саморозкритті, реалізації закладеного потенціалу, а в такій зміні стану, основою якої є неможливість збереження наявних механізмів і способів функціонування, тобто у виході системи на інший рівень функціонування, раніше недоступний або неможливий.

Однією з основних категорій системного підходу є структура. Структурою системи вважають множину її частин або складових (елементів),

які перебувають у взаємодії та специфічному порядку, необхідному для реалізації певних функцій [25, 41]. Отже, структура характеризує стійку впорядкованість у часі та просторі компонентів системи, їхніх взаємозв'язків. У процесі наукового дослідження доволі часто структура системи подається як певне зображення її складових, зокрема у вигляді схеми.

Структура відтворює найсуттєвіші зв'язки між компонентами системи, що забезпечують як її існування та функціонування, так і суттєві властивості. У процесі системного дослідження об'єкт спочатку подається як система, а потім шляхом проведення послідовної декомпозиції в ній виокремлюють компоненти різних рівнів, які доступні аналізу. Отже, найважливішим завданням декомпозиції системи є її спрощення, що дає змогу реалізувати визначені завдання дослідження. Завдяки ієрархічності системи її структуру можна досліджувати через структуру компонентів (підсистем).

Структура системи визначається функціями та типами зв'язків, які у ній переважають. Залежно від характеру внутрішньої організації системи та зв'язків між компонентами виокремлюють основні типи структур, які можна графічно подати таким чином (рис. 1.1).



а – лінійна, б – матрична, в – мережева, г – кістякова,
д – ієрархічна, е – деревоподібна.

Рис. 1.1. Основні типи структури системи

Систему часто визначають як певну сукупність відносин підсистем та елементів. Таке визначення сприяє більш чіткому формулюванню завдань дослідження з метою забезпечення структурного аналізу системи, який полягає у виявленні закономірностей побудови системи, відносин і зв'язків між її компонентами.

Структурний аналіз системи розпочинається з виявленням її складу, детального дослідження виявлених компонентів, визначення їхньої неподільності у певному відношенні, яке розглядається як структурне. Структурний аналіз – це перехід від компонента системи (підсистеми) до елемента. При цьому спочатку виявляються компоненти системи (підсистеми), досліджуються їхні взаємозв'язки, а потім здійснюється перехід до виокремлення елементів.

Елементом системи вважають її складову, яка виконує специфічну функцію і є неподільною з погляду завдання, що реалізується. Внутрішня будова елементів не є предметом системного аналізу, оскільки виявляються лише ті властивості елемента, які визначають його взаємодію з іншими та впливають на поведінку системи. Отже, загалом елемент може бути описаний лише з урахуванням його функціональних характеристик; з точки зору системного аналізу важливим є не склад елемента, а його функції в межах цілого. Таким чином, у контексті наукового дослідження елемент системи, яка є органічним цілим, визначається як неподільна мінімальна одиниця, здатна до відносно самостійного здійснення певної функції. О. Старіш, наприклад, визначає елемент як межу поділу системи з точки зору певного аспекту її розгляду, вирішення конкретного завдання, визначеної цілі [57, 91]. А. Катренко елемент розуміє як деякий об'єкт, що має важливі властивості, але внутрішня будова якого безвідносна до мети дослідження, тобто елемент не піддається подальшій декомпозиції при обраному рівні аналізу системи [25, 41].

Розчленування певного об'єкта на підсистеми та елементи, виявлення їхніх відносин, цілісних властивостей – це характерна риса системного наукового дослідження. Пошуки структурних інваріантів є не менш вагомим науковим завданням, ніж виявлення причин явищ і процесів. Знання структури системи – це за суттю знання закону, на основі якого виникають елементи системи та відносини між ними.

У процесі системного дослідження демографічного розвитку регіону системний аналіз має ґрунтуватися, на наш погляд, на таких положеннях.

1. При дослідженні населення регіону як системи опис окремих його підсистем та елементів не має самодостатнього характеру, оскільки вони вивчаються не самі собою, а з урахуванням місця, ролі та функцій у системі.

2. Кожний елемент у системному дослідженні населення одночасно має різні властивості, характеристики, параметри, функції тощо. Одним із виявів цього є ієрархічна будова населення як системи, що ускладнює проблему пошуку специфічних форм і механізмів взаємодії між різними його компонентами.

3. Системне дослідження населення охоплює вивчення його зовнішнього середовища, умов існування та факторів, входів та виходів.

4. Специфіка системного підходу в дослідженні демографічного розвитку регіону полягає в тому, що однією з проблем є зумовленість властивостей системи властивостями її елементів, і, навпаки, властивостей елементів на основі характеристик цілого.

5. У системному дослідженні недостатньо здійснити суто причинні пояснення функціонування і розвитку населення.

6. Джерела розвитку населення як системи перебувають у межах самої системи, оскільки це пов'язано з цілеспрямованістю її поведінки. При цьому населення необхідно розглядати як самоорганізуючу систему, котрій властива наявність у її компонентів певної множини індивідуальних характеристик і ступенів вільності.

Системний аналіз населення регіону базується на реалізації певних принципів, до яких належать такі:

а) оптимальності: у процесі дослідження знаходять такі варіанти вирішення проблем і завдань, які є найкращими за певних умов та відповідного комплексу критеріїв і параметрів. Таким чином, завдання дослідження полягає не в тому, щоб знайти спосіб вирішення наукової проблеми, кращий від запропонованих раніше, а в тому, щоб визначити найкращі з усіх можливих рішень;

б) емерджентності: при дослідженні населення як великої складної системи чим глибшою є декомпозиція і більшою різниця між розмірами

частин і цілого, тим вища ймовірність суттєвої відмінності властивостей цих частин і системи загалом;

в) ієрархії: складні багаторівневі системи характеризуються впорядкованістю та організованістю взаємодії між окремими рівнями по вертикалі. Таким чином, ієрархію населення слід розуміти як певне розташування, послідовність підсистем та елементів у визначеному порядку від вищого до нижчого. Ієрархічна структура населення ніколи не буває абсолютно жорсткою, сталою, оскільки ієрархічні відносини та взаємозв'язки поєднуються більшою або меншою автономністю нижчих рівнів щодо вищих;

г) інтеграції: дослідження населення як системи спрямовано на вивчення його інтегративних властивостей і закономірностей, які виникають і виявляються в результаті взаємодії різних груп населення, а також сполучення їхніх функцій у часі та просторі. При цьому виникає демографічний синергічний ефект, тобто ефект сполучних дій різних складових населення як системи;

д) формалізації: дослідження населення спрямовано на отримання комплексних кількісних і якісних характеристик цілого, а також його компонентів.

Системний аналіз загалом складається з таких етапів:

- формулювання проблеми;
- ідентифікація призначення системи;
- ідентифікація змінних і взаємозв'язків між ними;
- ідентифікація функцій та структури системи;
- ідентифікація оточення (зовнішнього середовища) системи;
- генерація та визначення альтернативних потоків;
- оцінювання ресурсів, необхідних для реалізації можливих варіантів;
- визначення наявності ресурсів;
- оцінювання ефективності варіантів та вибір прийнятної альтернативи;
- реалізація (впровадження) обраної альтернативи та корегування дій.

У контексті дослідження демографічного розвитку регіону можна виокремити такі етапи системного аналізу:

1. Постановка завдання дослідження.

1.1. Виокремлення наукової проблеми та її формулювання.

- 1.2. Логічний аналіз і структуризація проблеми.
- 1.3. Ретроспективний аналіз проблеми.
- 1.4. Виявлення зв'язків проблеми.
- 1.5. Встановлення принципової можливості вирішення проблеми.
2. Визначення системи.
 - 2.1. Специфікація завдань дослідження.
 - 2.2. Визначення позиції дослідника.
 - 2.3. Визначення системного об'єкта дослідження.
 - 2.4. Встановлення межі декомпозиції системи.
 - 2.5. Визначення зовнішнього середовища.
3. Аналіз структури системи.
 - 3.1. Визначення рівнів ієрархії.
 - 3.2. Виокремлення підсистем.
 - 3.3. Визначення функцій і процесів на різних рівнях ієрархії.
 - 3.4. Виявлення напрямів та характеру зв'язків між компонентами системи.
4. Формулювання цілей, критеріїв і параметрів системи.
 - 4.1. Визначення цілей та вимог надсистеми.
 - 4.2. Визначення умов і обмежень зовнішнього середовища.
 - 4.3. Формулювання цілей та критеріїв системи загалом.
 - 4.4. Декомпозиція цілей і критеріїв за підсистемами.
 - 4.5. Визначення параметрів відповідно до цілей та критеріїв.
 - 4.6. Синтез системних критеріїв і параметрів.
 - 4.7. Формування інформаційної бази дослідження відповідно до цілей та критеріїв.
5. Аналіз стану системи, процесів і ресурсів.
 - 5.1. Екстенсивний аналіз системи та її компонентів.
 - 5.2. Аналіз інтенсивності процесів у системі.
 - 5.3. Оцінювання стану системи на основі визначених критеріїв і параметрів.
 - 5.4. Аналіз взаємодії з іншими системами та оцінювання впливу зовнішнього середовища.
6. Моделювання системи.
 - 6.1. Моделювання складу та структури системи.
 - 6.2. Моделювання взаємодії та зв'язків між складовими системи.
 - 6.3. Моделювання процесів у системі.

- 6.4. Моделювання зв'язків із зовнішнім середовищем.
- 7. Прогнозування й аналіз майбутніх умов.
 - 7.1. Виявлення стійких тенденцій розвитку системи.
 - 7.2. Прогнозування розвитку і зміни зовнішнього середовища.
 - 7.3. Передбачення появи нових факторів, які впливатимуть на розвиток системи.
 - 7.4. Оцінювання ресурсів у майбутньому (прогнозних ресурсів).
 - 7.5. Комплексний аналіз взаємодії факторів розвитку системи у майбутньому.
- 8. Розробка програм, проектів, пропозицій.
 - 8.1. Розробка пропозицій, проектів, заходів.
 - 8.2. Розробка програм, концепцій розвитку системи.
 - 8.3. Розподіл сфер діяльності та компетенції.

Системний підхід відкриває широкі можливості для моделювання демографічних процесів, орієнтує дослідника на розробку стратегії аналізу, яка передбачає наявність вихідної моделі населення як цілого. Ця модель дає змогу відповідним чином організувати дослідження та зберегти теоретичну цілісність процесу розвитку населення.

Важливим завданням системного аналізу є діагностування стану системи із застосуванням різних методів аналізу і моделювання. Методи діагностування стану системи – це систематичні процедури або техніки генерації опису системи та її компонентів із застосуванням якісних і кількісних параметрів. Моделювання є методом наукового пізнання, який передбачає побудову моделі, дослідження її властивостей і перенесення одержаних відомостей на реальну систему. Модель – це певний умовний образ об'єкта дослідження, який замінює останній і перебуває з ним у такій відповідності, котра дає змогу отримати нові знання. Отже, модель будується для того, щоб відобразити характеристики системного об'єкта (компоненти, структуру, взаємозв'язки, функції, властивості), які є суттєвими у контексті мети дослідження. Вона виконує функцію проміжної ланки між дослідником і досліджуваною системою (об'єктом). Таким чином, система пізнається не безпосередньо, а шляхом вивчення моделі, яка певним чином є її аналогом (рис. 1.2). Оскільки модель вважають цільовим відображенням реальної системи, то для неї можна побудувати певну множину різних моделей відповідно до мети та завдань дослідження.



- 1 – первинна інформація (інформаційні потоки) про об'єкт дослідження;
 2 – інформаційні потоки, що виникають у процесі пізнання моделі;
 3 – інформаційна взаємодія між моделлю та об'єктом дослідження.

Рис. 1.2. Схема взаємозв'язків між дослідником і об'єктом дослідження при використанні методу моделювання

Процес моделювання переважно складається з таких основних етапів:

- постановка завдання моделювання;
- вибір виду моделі (специфікація моделі);
- перевірка моделі на адекватність і достовірність;
- застосування моделі для одержання нового знання;
- оновлення та модифікація моделі.

При моделюванні складних великих систем використовується їхня ієрархічність, тобто система описується не однією моделлю, а кількома чи сімейством моделей, кожна з яких відображає систему з погляду різних рівнів абстрагування. Кожен рівень ієрархії, як і кожна підсистема, мають характерні властивості, особливості, змінні, закономірності, принципи тощо, за допомогою яких описується стан і поведінка системи.

Досліджуючи систему, можна виокремити певні рівні або аспекти її функціонування. Цей процес називають стратифікацією, а самі рівні – стратами. Кожна страта має власний набір змінних і параметрів, які дають змогу досліджувати саме цей рівень або аспект функціонування системи. Відносна незалежність страт дає можливість глибше та детальніше досліджувати стан і поведінку системи, а також робити висновки про систему загалом.

У науковій літературі, присвяченій дослідженню відтворення населення, використовується поняття «демографічна система», яка, на думку О. Хомри, є насамперед територіально визначеною сукупністю людей, територіальною спільнотою, котра складається з територіальних груп людей та їхнього життєвого середовища. Самовідворювана територіаль-

на спільнота є «відбитком» з цілісної системи населення, який повторює її у структурному відношенні [70, 6–7]. Отже, населення регіону як сукупність людей, які проживають на території області, можна розглядати як демографічну систему, що складається з підсистем – територіальних спільнот, загальною метою функціонування і розвитку яких є розширене відтворення населення

Територіальну спільноту можна розглядати як найважливішу форму існування населення, певним чином як модель населення, яка відображає і кристалізує основні закономірності його функціонування і розвитку. Через територіальні спільноти реалізується просторовий принцип системи населення, що характеризує залежність функціонування і розвитку підсистем населення від його територіального розташування [70, 17]. У демографічних дослідженнях первинною територіальною спільнотою прийнято вважати населення поселення.

Отже, системний підхід у дослідженні демографічного розвитку як сукупність пізнавальних принципів полягає у тому, що населення вивчається як цілісність і як складна демографічна система. При цьому предмет дослідження будується у вигляді системи законів і закономірностей розвитку населення, окремих демографічних процесів. Системний підхід є ефективним засобом пізнання законів і закономірностей розвитку населення регіону, демографічних явищ і процесів, які забезпечують його відтворення.

1.2. Понятійно-термінологічний апарат статистичного аналізу демографічних явищ і процесів на регіональному рівні

Демографічна ситуація, що склалася впродовж останніх двох десятиріч як на національному, так і на регіональному рівнях, викликає занепокоєння і державних чиновників, і широких верств суспільства. Зменшення чисельності населення, тривалості життя і стрімке скорочення народжуваності, від'ємне сальдо міграції, що стали характерними ознаками демографічних процесів, дають підстави для висновку про наявність у країні демографічної кризи [22, 3].

У науковій літературі демографічною кризою вважають глибоку деформацію відтворення населення, пов'язану з такими факторами:

- надзвичайно низьким рівнем народжуваності;
- меншою тривалістю життя (порівняно з сучасними світовими стандартами) та відповідно дуже високим рівнем смертності (насамперед чоловіків у працездатному віці), а також архаїчною структурою причин смертності;
- погіршенням якості населення (рівня здоров'я, освіти, соціальної структури тощо) [73, 49].

Гострота проблем сучасного демографічного розвитку в Україні зумовила проведення 21 травня 2003 р. парламентських слухань «Демографічна криза в Україні. Її причини та наслідки». Відкриваючи засідання, тодішній Голова Верховної Ради України В. Литвин зазначив, що тема демографічної кризи, її причин і наслідків є доволі гострою та актуальною як для держави, так і суспільства загалом. Водночас вона всеосяжна, багатогранна і невичерпна, оскільки охоплює практично всі сторони нашого буття [15, 3]. У доповіді завідувач відділення демографії та відтворення трудових ресурсів Інституту економіки НАН України В. Стешенко наголосив, що зміст демографічної кризи полягає у погіршенні не лише кількісних характеристик населення, а й якісних. Від розвинених країн з низькою народжуваністю Україна суттєвим чином відрізняється значним погіршенням якості населення [15, 47].

У рекомендаціях парламентських слухань «Демографічна криза в Україні. Її причина та наслідки» зазначено, що подолання демографічної кризи є комплексною проблемою і потребує комплексного підходу до її

вирішення на рівні держави. Одним із рекомендованих Верховною Радою напрямів визначено запровадження системи оперативного статистичного та медико-екологічного моніторингу демографічних процесів, порівняльного аналізу в Україні та по регіонах, виявлення причин погіршення демографічної ситуації.

Подальшим важливим кроком на шляху подолання демографічної кризи відповідно до вищеназваних рекомендацій стало розроблення єдиної національної Концепції демографічного розвитку України, яка містить цілісну систему заходів економічного, правового, соціального, освітнього, культурного, інформаційно-пропагандистського та організаційного характеру і спрямована на зменшення рівня смертності, підвищення народжуваності, захист, реабілітацію та відновлення генофонду нації, зміцнення сім'ї, відвернення міграції, яка погіршує демографічну ситуацію в країні.

У Концепції демографічного розвитку на 2005 – 2015 рр. проаналізовано демографічну ситуацію в Україні та оцінено перспективи її розвитку, виокремлено негативні тенденції, котрі сформувалися впродовж двох останніх десятиріч. Так, різке зменшення народжуваності пов'язане із загостренням проблем функціонування сім'ї як осередку відтворення населення, зниженням її демографічного потенціалу. За останні два десятиріччя поглибилась деформація шлюбно-сімейних процесів, поширилися такі явища, як відкладання шлюбів і народження дітей, безшлюбне материнство та соціальне сирітство (покинуті батьками діти), зменшилася кількість зареєстрованих шлюбів, збільшилася кількість розлучень і вдівства жінок. Спостерігається масове поширення бездітності та оди́тності: дві третини сімей мають лише одну дитину.

Рівень народжуваності в Україні знизився до критичного рівня, який забезпечує лише половину потрібного відтворення населення. Україна перетнула межу народжуваності, за якої відбувається незворотне руйнування демографічного потенціалу, що призвело до втрати сприятливих умов для відновлення 50-мільйонної чисельності населення. Сумарний коефіцієнт народжуваності на рівні 1,2 дитини значно нижчий за значення, необхідне для розширеного відтворення, і не забезпечує навіть простого відтворення (1,6 дитини на 1 жінку репродуктивного віку).

Високий рівень смертності значною мірою зумовлюється збільшенням загальної захворюваності населення (за період між переписами 1989 і 2001 рр. – на 40,4%). За останні роки швидкими темпами набули поширення хвороби систем кровообігу, сечостатевої та органів травлення. Погіршився також стан здоров'я дітей, рівень захворюваності яких збільшився з 1416 випадків у 1989 р. до 1745,9 у 2003 р. У контексті забезпечення відтворення населення вагомим негативним фактором є погіршення його репродуктивного здоров'я. Майже 68% пологів відбуваються з ускладненнями, а питома вага безплідних жінок становить близько 7% від чисельності жінок дітородного віку, тобто майже 870 тис. подружніх пар є безплідними через захворювання жінок [27, 4].

За показником очікуваної тривалості життя при народженні Україна відстає від країн Центральної та Східної Європи на 5,5 року, а від країн-членів ЄС – майже на 11 років. Надлишкова передчасна смерть (до 65 років) зумовлює втрату майже 11 років загальної тривалості життя. Значною є різниця у тривалості життя чоловіків і жінок, оскільки ризик смерті для чоловіка суттєво вищий, ніж для жінок, а ймовірність смерті у працездатному віці для чоловіка досягає 37%. Порівняно з розвинутими країнами значно вищою є смертність дітей віком до 1 року.

В Україні, як і у більшості країн світу, в середині ХХ ст. зафіксовано демографічне старіння населення. У сучасних умовах особливостями цього процесу є старіння винятково через зменшення рівня народжуваності, а не за рахунок збільшення тривалості життя у старших вікових групах, різка нерівномірність старіння за типами населених пунктів і за статтю.

Демографічний розвиток України характеризується наявністю значної диференціації демографічної ситуації в регіонах, зумовленої комплексним впливом різних природно-географічних, історичних, економічних, політичних факторів, зокрема таких, як різний ступінь розвитку господарської та соціальної інфраструктури, структура виробництва, рівень і якість життя населення, специфіка ринків праці, особливості способу життя сільського і міського населення, насамперед у мегаполісах, динаміка міграційних процесів, тенденції урбанізації, екологічна ситуація, культурно-історичні традиції тощо [27, 7].

Для реалізації Концепції одним із завдань, виконання яких необхідно забезпечити на першому етапі (2005 – 2009 рр.), є наукове супрово-

дження державної демографічної політики, формування державної програми проведення комплексних фундаментальних демографічних досліджень, а також створення системи моніторингу соціально-демографічної ситуації, стану реалізації демографічної політики та відповідних державних цільових програм, їхнього впливу на демографічну ситуацію в регіонах і країні загалом, інформаційного забезпечення демографічних досліджень, зокрема, питань репродуктивної поведінки населення та трудової міграції [15, 15].

Статистика населення або демографічна статистика є необхідним елементом інформаційного забезпечення нормальної життєдіяльності суспільства, а також невід'ємною складовою моніторингу ефективності виконання соціально-демографічних програм. Демографічна статистика – галузь статистичної науки, яка вивчає народонаселення та його зміни у конкретних історичних умовах розвитку. До її сфери належать кількість, географічний розподіл і склад і структура населення за суспільними верствами і групами та їхня зайнятість, а також склад населення за віком, статтю, національністю, культурним рівнем, сімейним станом тощо [37, 147]. Отже, предметом демографічної статистики є кількісна сторона закономірностей чисельного та якісного відтворення населення у різних соціально-економічних формаціях [11, 4].

У науковій літературі демографічну статистику розуміють у трьох аспектах: по-перше, як галузь статистичної науки, предметом якої є визначення і вивчення закономірностей кількісного та якісного відтворення населення на основі його кількісних характеристик [5, 30]; по-друге, як практичну діяльність, пов'язану зі збиранням, опрацюванням, узагальненням і аналізом даних, що характеризують чисельність, склад, розміщення й відтворення населення або його груп [50, 99]; по-третє, як інформаційний масив, сукупність даних, які відображають кількісний аспект масових процесів відтворення населення з урахуванням їхнього якісного змісту, місця і часу.

Завдання демографічної статистики як галузі статистичної науки та практичної діяльності загалом можна звести до таких напрямів: визначення обсягу (розміру) досліджуваних об'єктів, явищ і процесів, їхньої структури, причинно-наслідкових зв'язків у конкретних умовах місця і часу. Для їхньої реалізації використовують систему методів для вимірю-

вання чисельності, територіального розміщення, демографічного і соціального складу населення та усіх форм його руху – природного, міграційного і соціального.

Демографічна статистика в органах державної статистики представлена поточною демографічною інформацією та даними переписів населення. Це передбачає здійснення статистичного опису населення, зокрема, його стану (чисельність населення, розподіл за статтю, віком та іншими ознаками) й демографічних явищ (народження, смерті, укладання або розірвання шлюбів) [8, 146].

Основними напрямками дослідження у галузі демографічної статистики, які здійснюють органи державної статистики, є такі:

- статистика чисельності та складу населення (чисельність наявного і постійного, міського та сільського населення; розподіл населення за статтю та віком, демографічне навантаження, середній, модальний, медіанний вік населення, структурні показники);

- статистика природного руху населення (кількість народжених, померлих, шлюбів, розлучень, загальні показники природного руху населення; рівень смертності немовлят, вікові показники народжуваності та смертності, шлюбності та розлучуваності; розподіл дітей за порядком народжень, склад померлих за причинами смерті, стандартизовані та сумарні показники смертності);

- статистика міграції населення (кількість прибулих і вибулих на постійне проживання в межах окремого регіону та країни загалом, рівні міграції, характеристики мігрантів за віком і статтю, за напрямками міграції, за громадянством, країнами вибуття та прибуття);

- таблиці народжуваності та смертності (очікувана тривалість життя, коефіцієнти дожиття, сумарний показник народжуваності, бруutto- та нетто-коефіцієнти відтворення населення);

- дані про наслідки Чорнобильської катастрофи для населення України (кількість осіб із статусом постраждалих, кількість переселенців, статевий та віковий склад постраждалих тощо) [8, 147].

Всі дані демографічної статистики у міжпереписний період розраховують по країні та її регіонах. Значна частина показників деталізована до районного рівня, міст обласного та республіканського значення, а показники чисельності населення, рівня народжуваності, смертності, шлюбності, розлучуваності та міграції – до рівня міських населених пунктів.

Оскільки, як зазначалося раніше, Україні властива значна міжрегіональна диференціація демографічної ситуації, а тенденція до перенесення епіцентру соціально-економічних реформ на регіональний рівень призводить у багатьох випадках до її поглиблення, зростає значення комплексного системного статистичного аналізу демографічних процесів на регіональному рівні як складової інформаційного забезпечення розробки стратегії досягнення сталого соціально-економічного та демографічного розвитку регіону, обґрунтування рішень щодо його ресурсного забезпечення. Поділяємо точку зору А. Хомри про те, що ефективна демографічна політика, яка враховує особливості різних регіонів країни, неможлива без глибокого вивчення демографічної ситуації (обстановки) у кожному регіоні, тенденцій і закономірностей її розвитку [70, 3].

Поряд із вищенаведеними основними напрямками дослідження у галузі демографічної статистики, які здійснюють органи державної статистики, на нашу думку, необхідно виокремити й такі, які забезпечують аналіз закономірностей демографічних явищ і процесів. Зокрема, визначимо такі види закономірностей:

- розподілу населення за суттєвими демографічними, економічними, соціальними, етнічними та іншими ознаками;
- структури населення та структурних зрушень;
- динаміки демографічних явищ і процесів;
- взаємозв'язку демографічних параметрів з економічними, соціальними, екологічними тощо.

Кожний з названих напрямків дослідження потребує формування методології та ефективної системи статистичних методів, методик, інструментарію. Розробка теоретико-методичних питань статистичного аналізу демографічних явищ і процесів на регіональному рівні базується на відповідному категоріальному (понятійному) апараті.

Основоположною категорією демографічних і статистичних досліджень є населення (народонаселення). Поширені різні формулювання цієї категорії, зокрема у «Демографічному енциклопедичному словнику» народонаселення (населення) визначається як природно-історично стала й неперервно відновлювана в процесі відтворення безпосереднього життя сукупність людей, головний матеріальний компонент людського суспільства [14, 268]. А. Сові визначає населення як сукупність індиві-

дуумів, що відновлюється за певними законами [56, 27]. На кожному етапі розвитку суспільства населення є конкретно-історичною сукупністю людей, що має соціально-часові та просторово-територіальні характеристики. Утворюючи певну єдність, ці особи здійснюють свою життєдіяльність у визначених просторових межах, які зумовлюються територіальною організацією суспільства, відповідно формуються відносно стійкі сукупності – населення континенту, країни, її регіонів, міст тощо. Саме за соціально-часовими та просторово-територіальними характеристиками виокремлюють населення як об'єкт наукового дослідження.

У демографічній статистиці населення (народонаселення) розуміють як сукупність людей, які проживають на певній території у конкретний момент [36, 6; 19, 518]. Розрізняють три категорії населення: наявне, постійне та юридичне. Наявне населення – це особи, які на момент реєстрації перебувають на території певного населеного пункту, незалежно від місця їхнього постійного проживання. Таким чином, наявне населення регіону – це люди, які були в межах його адміністративно-територіальних границь (на його території) на певний момент, незалежно від того, скільки часу вони тут перебували, планують чи ні залишитися надалі. Постійне населення регіону – це сукупність осіб, які постійно протягом тривалого періоду проживають на його території, незалежно від їхньої наявності на момент дослідження. Юридичне населення регіону – це люди, які офіційно зареєстровані на його території.

У демографічних і статистичних дослідженнях використовують також поняття «стаціонарне населення». Так, А. Сові стаціонарне населення розуміє як таку популяцію, в якій вікова структура залишається незмінною, а народжуваність дорівнює смертності, що зумовлює стабілізацію чисельності, проте ця чисельність залежить від вихідного стану. Напівстаціонарним науковець вважає населення, віковий склад якого, як і стаціонарного, відповідає його таблиці дожиття, але народжуваність при цьому не врівноважує смертність [56, 45 – 46].

Сукупність людей, які народилися впродовж одного календарного періоду, називають генерацією або поколінням. У демографічній статистиці розрізняють реальну (покоління ровесників, тобто осіб, які народилися в один рік) і гіпотетичну (умовне покоління – сукупність осіб, які живуть одночасно, тобто сучасники) генерації. Когорта – це сукупність

людей, у котрих певна демографічна подія відбувалася одночасно. Інтервал часу, обраний для виокремлення когорти (рік), залежить від цілей аналізу та особливостей вихідної інформації.

На нашу думку, наявність просторово-територіальної характеристики населення зумовлює доцільність визначення таких рівнів дослідження (відповідно до об'єкта дослідження):

- світовий (населення світу);
- континентальний (населення континенту або частини світу);
- меганаціональний (населення групи країн, наприклад, скандинавських, центральноєвропейських, країн-членів ЄС тощо);
- національний (населення країни);
- макроекономічний (населення кількох великих адміністративно-територіальних утворень у межах країни);
- мезорегіональний (населення великого адміністративно-територіального утворення);
- мікрорегіональний (населення малого адміністративно-територіального утворення);
- територіальний (населення групи населених пунктів);
- муніципальний (населення одного населеного пункту).

Щодо України макрорегіональний рівень дослідження базується на виокремленні населення макрорегіонів, які охоплюють кілька областей (Східний, Донецький, Придніпровський, Центральний, Центрально-Поліський, Подільський, Поліський, Карпатський, Причорноморський, Кримський, Столичний). Мезорегіональний рівень відповідає адміністративно-територіальному устрою країни з виокремленням Автономної Республіки Крим, 24 областей, двох міст спеціального статусу – м. Київ і м. Севастополь. Мікрорегіональний рівень відповідає адміністративно-територіальному устрою мезорегіонів, зокрема їхньому поділу на райони. У практиці органів державної статистики України поширене виокремлення так званих великих і малих територій. До великих територій належать Автономна Республіка Крим, області, міста спеціального статусу (м. Київ, м. Севастополь), міста з чисельністю населення 100 тисяч і більше, до малих – райони, міста обласного підпорядкування, міста з чисельністю населення менше 100 тисяч [36, 8].

Згідно з адміністративно-територіальним устроєм України, який відображено у Класифікаторі адміністративно-територіального устрою України (КОАТУУ), визначають чотири таких рівні:

– перший: Автономна Республіка Крим, області, міста Київ і Севастополь;

– другий: міста обласного підпорядкування, райони Автономної Республіки Крим, райони в областях, райони в містах;

– третій: міста районного підпорядкування, райони в містах обласного підпорядкування, селища міського типу та сільські ради;

– четвертий: села і селища.

У регіональній статистиці виокремлюють два типи регіонів: перший формується відповідно до адміністративно-територіального устрою України, другий – на основі дослідження культурно-етнічних, природо-ресурсних, географічних, кліматичних, економічних та інших спеціальних ознак. Регіональна статистика, в тому числі й демографічна, яка вивчає регіони першого типу, поділяється на три рівні: обласний (вивчає об'єкти першого рівня КОАТУУ); районний або міський (вивчає об'єкти другого рівня КОАТУУ); місцевий (вивчає об'єкти третього та четвертого рівнів КОАТУУ). Регіональна статистика, яка вивчає регіони другого типу, важливу увагу приділяє територіальним утворенням, якими відають органи місцевого самоврядування (їх найчастіше називають муніципалітетами). Муніципальна статистика вивчає масові економічні, соціальні, демографічні, екологічні явища і процеси, які відбуваються на території, що перебуває у віданні відповідного органу місцевого самоврядування [28, 6 – 7].

Рух населення – це його невід'ємний атрибут і спосіб існування, водночас і основна категорія демографічної статистики. Розрізняють природний, механічний (просторовий, міграційний) і соціальний рухи населення. Всі три різновиди руху відбуваються одночасно, визначаючи якісні та кількісні параметри населення. Рух населення забезпечує його відтворення – постійне оновлення покоління людей. Відтворення населення – неперервний, постійно повторюваний процес зміни поколінь через народження і смерть. Розширене відтворення населення означає збільшення кількості подальших поколінь порівняно з попередніми [18, 227]. Найбільш точно, на нашу думку, визначення цієї категорії запропонувала С.

Стеценко: «Відтворення населення – це його кількісне відновлення як популяції: формування, розвиток і підтримання таких соціальних якостей, які роблять людину найважливішим елементом продуктивних сил і носієм виробничих відносин, властивих суспільству» [58, 120].

Збільшого відтворення населення розглядають як сукупність його природного, просторового (міграційного) та соціального руху. Без руху населення неможливий його розвиток. Розвиток населення – це також одна з головних категорій демографічної статистики, яка дає змогу визначити неперервну кількісну та якісну його зміну, зумовлену в підсумку рівнем розвитку продуктивних сил і суспільних відносин. Розвиток населення визначається також як його кількісне оновлення та якісні зміни за рахунок набуття нових соціальних властивостей [11, 4]. Закономірності розвитку населення є статистичними за природою і потребують використання статистичних методів для їхнього пізнання.

До основних категорій також належить демографічна подія. Це така подія, яка відбувається з окремою людиною та веде до зміни її демографічного стану, тобто до переходу з однієї групи населення в іншу. Демографічні події поділяють на неповторні та повторні. До перших належать події, які відбуваються в житті людини лише раз, а всі інші – це ті, що можуть відбуватися неодноразово. У демографічній статистиці демографічні події вважають випадковими, тобто однаково можливими для всіх осіб, які перебувають у певному демографічному стані. При цьому вважається, що ймовірність демографічної події залежить від часу й тривалості перебування у певному стані.

У свою чергу демографічний стан – це стан особи, який має значення для поновлення генерації людей, зміни чисельності та структури населення, створення подружніх пар і сімей. У контексті статистичного дослідження важливим є те, що демографічна подія і демографічний стан мають випадковий характер.

Надзвичайно важливою категорією демографічної статистики є демографічний процес, який слід розуміти як велику кількість однойменних демографічних подій, що формують відтворення населення, зумовлюють зміни його кількісних та якісних характеристик. Демографічні процеси мають масовий імовірнісний характер, тому їхнім закономірностям властиві всі риси статистичної закономірності, вони підпорядкову-

ються дії закону великих чисел, відображають взаємозв'язок випадковості та необхідності.

До головних демографічних процесів, які забезпечують природний рух населення, належать народжуваність, смертність, шлюбність, розлучуваність. Це стохастичні процеси, тобто такі, що ведуть до зміни в часі стану населення як системи відповідно до ймовірнісних закономірностей. Характеристики стохастичних демографічних процесів у будь-який момент часу – це випадкові величини з певним розподілом імовірностей. Для використання статистико-математичних методів у вивченні цих процесів необхідно, щоб моментний стан населення як системи можна було подати у вигляді точки деякого фазового простору (простір станів ∇), при цьому досліджуваний процес буде апроксимовано функцією $X(t)$ часу t із значенням ∇ . Найбільш вивченим з точки зору чисельних застосувань є випадок, коли точки ∇ задають одним або кількома числовими параметрами [20, 481].

При дослідженні закономірностей відтворення населення стохастичний демографічний процес часто визначають як числову функцію $X(t)$, яка може набувати різних значень, залежно від випадку із заданим розподілом імовірностей для різних можливих її значень (одновимірний демографічний стохастичний процес); якщо точки ∇ задають кількома числовими параметрами, то відповідний демографічний статистичний процес $X(t) = \{x_1(t), x_2(t), \dots, x_n(t)\}$ називають багатовимірним.

Особливості демографічних процесів полягають в їхній парності, протилежній спрямованості, взаємозумовленості та залежності. Ці властивості є системоутворюючими факторами, котрі формують населення як систему з усіма його якостями [58, 120]. Важливою властивістю процесів природного руху населення є те, що вони біологічно і соціально детерміновані. Однак усі зміни закономірностей природного руху населення зумовлюються не зміною біології людини, а соціальних умов її життєдіяльності.

Демографічне явище – це значна зміна кількісних та якісних параметрів населення або демографічних процесів, що здійснює помітний вплив на характер відтворення. На відміну від демографічної події, яка стосується однієї особи, демографічне явище охоплює значні сукупності

людей. До демографічних явищ, характерних для населення України та її регіонів, належать такі: зменшення рівня народжуваності, зростання смертності, старіння населення, зменшення тривалості життя, переважання малодітних сімей, поширення позашлюбної народжуваності тощо. Таким чином, демографічні явища можна вважати виявом закономірностей демографічних процесів, тенденцій їхньої зміни.

Поширені два види демографічних явищ: одні залежать від власне характеру відтворення населення та взаємозв'язків його компонентів; інші зумовлюються взаємодією відтворення населення з природними та соціальними процесами. Зокрема, до першого виду належать дітонародження, вимирання покоління, зміна чисельності населення, а також взаємозв'язки його структури та руху (наприклад, стабілізація вікової структури, старіння населення). Переважна більшість демографічних явищ належить до другого виду і є виявом дії зовнішніх щодо відтворення населення факторів. Так, в Україні сучасні негативні демографічні явища значною мірою зумовлені затяжною економічною кризою, в якій перебуває країна у перехідний період.

Демографічні явища та процеси є результатом демографічної поведінки, яку розуміють як систему взаємопов'язаних дій або вчинків окремої особи, спрямованих на збереження або зміну її демографічного стану, тобто це дії, пов'язані з відтворенням населення (репродуктивна і матримоніальна поведінка), міграцією (міграційна поведінка) та соціальною мобільністю (соціальна поведінка).

Демографічна ситуація (обстановка) – це стан демографічних процесів, склад та розміщення населення в будь-який певний проміжок часу, що найчастіше виявляється в тому чи іншому році [14, 409]. Демографічна ситуація визначається також як характеристика відтворення населення за його основними структурними елементами у просторовій і часовій визначеності. Отже, демографічна ситуація відображає основні тенденції відтворення населення, його історичний тип і межі ситуаційних коливань параметрів режиму відтворення [18, 307]. Закономірності відтворення населення та його розміщення по території (розселення) виявляються через послідовну зміну демографічної ситуації. У демографічній статистиці досліджують демографічну ситуацію країни загалом або її регіонів. Оцінювання демографічної ситуації не можна здійснити лише

щодо об'єктивних параметрів демографічних процесів. Воно передбачає наявність певного критерію – науково обґрунтованих вимог щодо відтворення населення, що відповідають довготерміновим інтересам суспільства. На думку О. Хомри, до основних властивостей демографічної ситуації (обстановки), які дають змогу виокремити її серед демографічних явищ і розглядати як самостійне, належать історичність, взаємопов'язаність (комплексність, а не механічне сполучення) компонентів, їхня різномірність (а отже, взаємопов'язаність і різномірність показників) і територіальність [70, 20].

У науковців сформувалися різні підходи до трактування поняття «демографічна ситуація». У вузькому розумінні демографічну ситуацію визначають як режим природного руху населення конкретної території. При цьому для її характеристики обмежуються аналізом народжуваності, смертності, шлюбності, розлучуваності та статеві-вікової структури населення, а соціально-демографічні фактори не розглядають як основні. За ширшого підходу визначення демографічної ситуації ґрунтується на трактуванні населення певної території як сукупності людей, які пов'язані демографічними, економічними, соціальними відносинами. У найбільш загальному вигляді демографічну ситуацію визначають як сукупність відносин людей з метою відтворення населення в територіальних спільнотах. У такому тлумаченні демографічна ситуація характеризується як параметрами відтворення абстрактного біологічного моменту, так і його соціалізації: поряд з показниками природного руху населення потрібно використовувати показники охоплення та якості виховання дітей у дошкільних закладах і школах, стан професійної освіти, функціонування і розвиток сім'ї, самовідтворення індивідів у процесі трудової діяльності [70, 23 – 24].

Вивчення демографічної ситуації на національному і регіональному рівнях здійснюється із залученням широкого спектра методів статистичного, математичного, демографічного аналізу. При цьому до основоположних методологічних принципів дослідження належать:

– виявлення та оцінювання визначального впливу соціально-економічних факторів з урахуванням специфіки їхнього вияву та дії в країні або регіоні;

– вивчення і порівняння впливу інтенсивності демографічних процесів і структурних факторів;

– комплексне використання різних джерел інформації, методів аналізу.

Якісне оцінювання демографічної ситуації здійснюється на базі порівняння кількісних характеристик реальних демографічних процесів, реальної демографічної ситуації з бажаною або оптимальною у контексті цілей демографічного розвитку та з урахуванням його довготермінових тенденцій.

Якщо базуватися на вузькому розумінні демографічної ситуації, то її типологія здійснюється на підставі порівняння основних параметрів демографічних явищ і процесів. При цьому можна виокремити такі типи демографічної ситуації:

– критична, для якої властиві низький рівень народжуваності та високий смертності, від'ємний природний приріст населення (депопуляція), менша тривалість життя, низький рівень шлюбності й високий рівень розлучуваності, погіршення якості населення;

– несприятлива, для якої характерні середній рівень народжуваності, високий смертності, нульовий або незначний природний приріст населення, низький рівень шлюбності, високий розлучуваності, середня тривалість життя населення;

– сприятлива, яка характеризується середнім або високим рівнем народжуваності, середнім або низьким рівнем смертності, значним позитивним природним приростом населення, середнім або високим рівнем шлюбності, низьким розлучуваності, середньою або високою тривалістю життя населення.

Для оцінювання тенденцій зміни демографічної ситуації пропонуємо виокремити такі варіанти: покращення, стабілізація, погіршення, різкий спад.

Якщо основним параметром демографічного розвитку регіону вважати чисельність населення, доцільно здійснити таку його типологію.

1. Прогресивний тип, що характеризується зростанням чисельності населення, яке забезпечується:

а) додатним природним ($\Delta n > 0$) і міграційним (механічним) приростами ($\Delta m > 0$);

б) переважанням додатного природного приросту ($\Delta n > 0$) над від'ємним міграційним ($\Delta m < 0$), тобто $|\Delta n| > |\Delta m|$;

в) переважанням додатного міграційного приросту ($\Delta m > 0$) над від'ємним природним ($\Delta n < 0$), тобто $|\Delta m| > |\Delta n|$.

2. Стаціонарний тип, за якого чисельність населення є практично сталою, зумовлюється:

а) близькими до нульового значеннями природного і міграційного приростів ($\Delta n \cong 0$, $\Delta m \cong 0$);

б) нівелюванням позитивного природного приросту ($\Delta n > 0$) практично рівним за розміром від'ємним міграційним приростом ($\Delta m < 0$), при цьому $|\Delta n| \cong |\Delta m|$;

в) нівелюванням позитивного міграційного приросту ($\Delta m > 0$) практично однаковим за величиною від'ємним природним ($\Delta n < 0$), при цьому $|\Delta m| \cong |\Delta n|$.

3. Регресивний тип, якому властиве зменшення чисельності населення за рахунок:

а) від'ємного природного і механічного приростів ($\Delta n < 0$, $\Delta m < 0$);

б) переважання від'ємного природного приросту ($\Delta n < 0$) над додатним міграційним ($\Delta m > 0$), тобто $|\Delta n| > |\Delta m|$;

в) переважання від'ємного міграційного приросту ($\Delta m < 0$) над додатним природним ($\Delta n > 0$), тобто $|\Delta m| > |\Delta n|$.

Залежно від тенденцій кількісних та якісних змін населення впродовж певного періоду, О. Топчієв [64] пропонує виокремлювати висхідний, стагнаційний і низхідний типи демографічного розвитку.

На сучасному етапі як для України загалом, так і регіонів зокрема характерна критична демографічна ситуація, зумовлена наявністю регресивного та низхідного типів демографічного розвитку.

1.3. Формування інформаційної бази статистичного аналізу і моделювання демографічного розвитку регіону

У процесі аналізу демографічних процесів необхідно виявити їхню суть та особливості, оцінити фактори, що їх зумовлюють, проте насамперед ці процеси потрібно правильно вимірювати. Від належного добору статистичних показників і способів вимірювання залежить точність оцінювання, достовірність аналізу та правильність передбачення [48, 493].

Сучасне інформаційне забезпечення статистичного вивчення демографічних процесів на регіональному рівні ґрунтується на двох джерелах інформації – це адміністративні дані територіальних органів виконавчої влади, уповноважених реєструвати демографічні події в межах відповідних адміністративно-територіальних одиниць, а також результати спеціальних статистичних спостережень, які здійснюють органи державної статистики.

Основним джерелом найбільш об'єктивної та повної інформації про населення, його склад і розміщення є переписи. Матеріали переписів населення у будь-якій країні використовують для управління соціально-економічними процесами, визначення пріоритетів і параметрів демографічного, соціального, економічного розвитку, адміністративно-територіального устрою тощо. Відповідно до резолюції Економічної і соціальної ради ООН від 19 липня 1995 р. щодо проведення країнами-членами ООН у період 1995 – 2004 рр. національних переписів населення, в Україні 5 грудня 2001 р. відбувся перший національний Всеукраїнський перепис населення. Для його проведення було розроблено національну методологію і створено цілісну систему показників, які дали змогу об'єктивно охарактеризувати соціально-демографічний стан країни та регіонів, сформовано нормативно-законодавчу базу та організаційно-функціональний механізм його проведення, побудовано унікальний програмно-технологічний комплекс для опрацювання і поширення матеріалів перепису з використанням новітніх інформаційних технологій, підготовлено ґрунтовні засади для подальших науково-аналітичних досліджень, здійснення прогнозних розрахунків по країні та регіонах.

У Законі України «Про Всеукраїнський перепис населення» визначено, що перепис – це періодичне суцільне державне статистичне спостереження, що охоплює збирання демографічних і соціально-

економічних даних, які на встановлену дату характеризують чисельність та склад населення країни, а також оброблення, узагальнення, поширення і використання його результатів. Метою його проведення є отримання достовірних, об'єктивних та цілісних даних щодо різних характеристик населення країни загалом і по кожній адміністративно-територіальній одиниці зокрема для інформаційного забезпечення управління та прогнозування соціально-економічного розвитку, а також розроблення і реалізації виваженої державної політики з питань народонаселення [23].

У процесі проведення Всеукраїнського перепису населення в 2001 р. збиралися первинні (персональні) дані щодо: складу та родинних стосунків членів домогосподарства; статі; віку; дати і місця народження; сімейного стану; етнічного походження; мовних ознак; громадянства; освіти; джерел засобів існування; зайнятості; міграційної активності; житлових умов.

По Україні загалом та регіонах зокрема одержану за результатами перепису первинну інформацію узагальнено та згруповано у такі розділи:

- статево-вікова характеристика населення;
- національний склад;
- мовний склад;
- шлюбний стан;
- рівень освіти;
- зайнятість;
- джерела засобів існування;
- міграційна активність;
- житлові умови.

В аналізі демографічних процесів на регіональному рівні широко застосовують дані, отримані шляхом поточних розрахунків демографічних показників, які здійснюють органи державної статистики. Такі розрахунки є доволі надійним інструментом виміру кількісних та якісних параметрів, пов'язаних із демографічними трансформаціями, котрі відбуваються в Україні. Розраховані на базі адміністративних джерел у період між переписами населення, вони загалом об'єктивно відображають зміни у чисельності, складі та розміщенні населення [48, 55]. Первинні дані про демографічні події отримують на основі зареєстрованих актів цивільного стану, а також документів реєстрації прибуття та вибуття населення.

Система показників демографічної статистики – це сукупність взаємопов’язаних показників, які подають кількісну й якісну характеристики чисельності та складу населення, демографічних явищ і процесів. Ця система використовується для аналізу складних демографічних процесів, виявлення регіональних особливостей відтворення населення, встановлення тенденцій і закономірностей демографічного розвитку, оцінювання демографічної ситуації тощо. Вона уможливорює передбачення прямих і непрямих, близьких та віддалених наслідків демографічних трансформацій, тому використовується при розробці цільових програм соціально-економічного і демографічного розвитку.

Відповідно до напрямів дослідження, зокрема об’єктного і методологічного, формується система показників. При використанні першого напрямку вивчають статистичні сукупності – населення та новоутворені сукупності (новонароджені, померлі, молодята, розлучені). Для аналізу цих сукупностей застосовують показники їхньої чисельності, складу і структури, координації, динаміки, розподілу, взаємозв’язку, варіації, характеристики центру розподілу тощо. Екстенсивний статистичний аналіз закономірностей демографічних процесів ґрунтується також на показниках чисельності населення, його розміщення та складу за суттєвими демографічними, економічними, соціальними, етнічними та іншими ознаками.

Система показників чисельності населення містить:

– абсолютну чисельність населення: кількість людей, які проживають на певній території в конкретний момент часу. Це моментний показник, оскільки стосується точного часового моменту. Органи державної статистики розраховують чисельність наявного населення (НН) і постійного населення (ПН) на дату перепису, а також за станом на 1 січня кожного року. За результатами перепису обчислюють чисельність ще двох категорій населення – тимчасово проживаючих (ТП) і тимчасово відсутніх (ТВ). На основі зазначених показників будують баланс чисельності населення, який використовують для перевірки точності обліку й розрахунку чисельності постійного та наявного населення за матеріалами перепису:

$$НН+ТВ=ПН+ТП; \quad НН=ПН+ТП-ТВ; \quad ПН=НН+ТВ-ТП;$$

– середня чисельність населення (переважно для періоду в один рік – середньорічна чисельність населення), яка є функцією часу й обчислюється шляхом ділення загальної кількості людино-років, що прожило на-

селення за визначений період, на його тривалість [36, 40]. Середньорічну чисельність населення (\bar{S}) обчислюють на основі наявних вихідних даних, тривалості періоду, характеру динаміки за такими формулами:

$$\bar{S} = \frac{S_1 + S_2}{2}, \quad (1.1)$$

де S_1, S_2 – відповідно чисельність населення за станом на 1 січня поточного та наступного років;

$$\bar{S} = \frac{\frac{1}{2}S_1 + S_2 + \dots + S_{n-1} + \frac{1}{2}S_n}{n-1}, \quad (1.2)$$

де S_1, S_2, \dots, S_n – чисельність населення на певні дати, які відділені рівними проміжками часу (місяць, квартал, рік); n – кількість дат або кількість моментних значень;

$$\bar{S} = \frac{\sum_{i=1}^n \frac{1}{2}(S_i + S_{i+1}) \times t_i}{\sum_{i=1}^n t_i}, \quad (1.3)$$

де S_i, S_{i+1} – чисельність населення на суміжні дати, проміжки часу між якими нерівні; t_i – інтервал часу між суміжними датами; n – кількість проміжків часу;

$$\bar{S} = S_1 \times \left(\sqrt[n-1]{\frac{S_n}{S_1}} \right)^{\frac{n}{2}} = S_1 \left(\frac{S_n}{S_1} \right)^{\frac{n}{2(n-1)}}, \quad (1.4)$$

де S_1, S_n – чисельність населення на початок і кінець досліджуваного періоду;

n – кількість років у періоді, за який обчислюється середньорічна чисельність населення.

Розміщення населення вивчається відповідно до адміністративно-територіального устрою країни і характеризується чисельністю населення адміністративно-територіальних одиниць. За станом на 1 січня 2007 р. кількість адміністративно-територіальних одиниць в Україні становила: одна автономна республіка, 24 області, два міста спеціального статусу (м. Київ і м. Севастополь). Це загалом 27 регіонів, 490 районів, 458 міст, з них 177 міст республіканського та обласного значення, 118 районів у містах, 886 селищ міського типу, 10279 сільських рад,

28540 сільських населених пунктів. У складі Тернопільської області налічувалося 17 районів, 18 міст, з них одне – обласного значення, 17 селищ міського типу, 580 сільських рад, 1021 сільський населений пункт¹.

За місцем проживання (типом поселення) чисельність населення розраховується окремо для міських поселень і для сільської місцевості. Відповідно до міського населення належать особи, які проживають у міських поселеннях, а до сільського – які проживають у сільській місцевості.

Територіальні органи державної статистики за станом на 1 січня кожного року на регіональному рівні визначають чисельність наявного і постійного населення для кожного населеного пункту з подальшим розрахунком чисельності наявного та постійного міського і сільського населення щодо районів зокрема та по регіону загалом. Крім цього, обчислюється середньорічна чисельність наявного та постійного міського і сільського населення по районах і регіону.

Оскільки демографічні процеси значною мірою зумовлені складом і структурою населення, важливим етапом екстенсивного аналізу є групування населення за однією або кількома суттєвими ознаками, в результаті чого отримують відповідно прості та комбінаційні ряди розподілу. За характером групувальної ознаки їх класифікують на атрибутивні (якісні), варіаційні (дискретні та інтервальні), альтернативні, а за частотою – на ряди розподілу з абсолютними, відносними, нагромадженими частотами. Доволі поширеною процедурою є перетворення рядів розподілу (так зване вторинне групування), яке дає змогу отримати нові ряди, зокрема типологічні.

У контексті дослідження демографічної ситуації та закономірностей демографічних процесів важливу роль відіграють прості ряди розподілу населення за статтю та віком, а також комбінаційні за статтю, віком і місцем проживання. Ряди розподілу за статтю і віком з абсолютними частотами характеризують статево-віковий склад населення, а з відносними (частка або питома вага кожної вікової групи чоловіків і жінок) – його статево-вікову структуру. Комбінаційні ряди розподілу за статтю, віком і місцем проживання дають змогу аналізувати статево-віковий склад і структуру міського та сільського населення зокрема.

¹ http://www.ukrstat.gov.ua/operativ2007/ds/ator/ator2007_u.htm

Базовими є прості та комбінаційні ряди розподілу з однорічними віковими інтервалами (дискретні ряди), на основі яких здійснюють вторинне групування методом збільшення (укрупнення) інтервалів часу та отримують інтервальні ряди розподілу з п'яти- та десятирічними інтервалами, а також формують типологічні групи, наприклад, покоління дітей (віком 0 – 14 років), батьків (віком 15 – 49 років), прабабків (віком 50 років і старші), репродуктивний (жінки віком 25 – 49 років) і шлюбоспроможний (чоловіки і жінки віком 15 років і старші) контингенти.

Закономірності розподілу населення за статтю і віком формуються під впливом багатьох факторів. Водночас зрушення у статеві-віковій структурі населення призводять до змін у природному, міграційному та соціальному русі населення, а завдяки явищу амортизації зумовлюють відтворення населення у майбутньому.

Для аналізу закономірностей розподілу населення за статтю, віком і місцем проживання важливу роль відіграють вікові характеристики центру розподілу – середній, модальний і медіанний вік. Ці показники розраховують з різним рівнем деталізації – для населення загалом, для міського і сільського населення, для чоловіків і жінок загалом, для чоловіків і жінок, які проживають у сільській місцевості і в міських поселеннях.

Вищеназвані ряди розподілу дають можливість обчислити ряд демографічних коефіцієнтів (коефіцієнти демографічного навантаження, коефіцієнти старіння населення тощо). Порівняння рядів розподілу за статтю, віком і місцем проживання населення за різні роки дає змогу виявити тенденції зміни статево-вікового складу міського та сільського населення, а також структурні зрушення, що відбулися.

Екстенсивний аналіз демографічних процесів ґрунтується також на показниках чисельності новоутворених сукупностей, які одночасно характеризують кількість демографічних подій, що відбулися протягом певного періоду, найчастіше – календарного року. До таких показників належать: кількість живонароджених і мертвонароджених; кількість померлих, у тому числі у віці до 1 року; кількість зареєстрованих шлюбів; кількість зареєстрованих розлучень. Поряд з цими базовими показниками розраховують: кількість жінок, у яких народилися діти живими або мертвими; кількість чоловіків, які стали батьками; кількість сімей (домогосподарств), у яких народилися діти живими або мертвими; кількість сімей, в

яких помер один член сім'ї або кілька осіб; кількість чоловіків (жінок), які через смерть одного з подружжя стали вдівцями (вдовами); кількість сімей (домогосподарств), у яких померла дитина у віці до 1 року; кількість чоловіків (жінок), які зареєстрували шлюб; кількість новоутворених сімей; кількість чоловіків (жінок), які зареєстрували розлучення; кількість шлюбів, які припинилися внаслідок розлучення; кількість дітей, які залишилися з одним із батьків після їхнього розлучення; кількість шлюбів, які припинялися внаслідок смерті одного з подружжя та ін.

Шляхом групування одиниць новоутворених сукупностей за однією або кількома ознаками отримують такі прості та комбінаційні ряди розподілу:

- живонароджених і мертвонароджених за статтю;
- живонароджених за порядком народження, віком матері, її шлюбним станом і типом поселення;
- живонароджених за віком батька та типом поселення;
- живонароджених і мертвонароджених за статтю, місяцями реєстрації народження та типом поселення;
- померлих за місяцями реєстрації смерті та типом поселення;
- померлих за статтю, віком, типом поселення;
- померлих за статтю, причинами смерті та типом поселення;
- померлих за зовнішніми причинами смертності;
- померлих жінок за причинами, пов'язаними з вагітністю, пологами й ускладненнями післяпологового періоду, та типом поселення;
- померлих дітей віком до 1 року за статтю і типом поселення;
- померлих дітей віком до 1 року за місяцями реєстрації смерті;
- померлих дітей віком до 1 року за кількістю прожитих місяців і статтю;
- померлих дітей віком до 1 року за статтю, причинами смерті та типом поселення;
- зареєстрованих шлюбів за типом поселення;
- зареєстрованих шлюбів за місяцями та типом поселення (місцем реєстрації шлюбу);
- одружених за віком, статтю та типом поселення (місцем реєстрації шлюбу);
- зареєстрованих шлюбів за віком, дошлюбним станом і статтю осіб, які його уклали;

- розлучень за тривалістю шлюбу і місцем реєстрації;
- розірваних шлюбів за кількістю спільних дітей подружжя, типом поселення.

Інший напрям застосовують для аналізу демографічних процесів, при цьому відповідно до специфічних методів дослідження формують специфічну систему показників. Важливе місце у цій системі належить демографічним коефіцієнтам, які характеризують інтенсивність демографічних процесів, зокрема природного руху населення. Залежно від методики розрахунку і бази обчислення вони поділяються на загальні, спеціальні, часткові, вікові, сумарні та чисті.

Загальні коефіцієнти інтенсивності процесів природного руху населення за календарний рік розраховують за формулою:

$$K = \frac{S_n}{\bar{S}} \times 1000, \quad (1.5)$$

де S_n – чисельність новоутвореної сукупності у звітному році;

\bar{S} – середньорічна чисельність населення.

Для розрахунку загального коефіцієнта за кілька років (середньорічний загальний коефіцієнт) доцільно використовувати формулу:

$$\bar{K} = \frac{\bar{S}_n}{\bar{S}} \times 1000 = \frac{\sum_1^T S_n}{\frac{S_1}{2} + S_2 + \dots + \frac{S_{T+1}}{2}} \times 1000, \quad (1.6)$$

де \bar{S}_n – середньорічна чисельність новоутвореної сукупності за T років;

\bar{S} – середньорічна чисельність населення за T років;

S_1, S_2, \dots, S_{T+1} – чисельність населення на початок кожного року протягом досліджуваного періоду.

Основне призначення загальних коефіцієнтів інтенсивності природного руху населення полягає у тому, що за їхньою допомогою оцінюють рівень (частоту) явища, тобто дають якісну характеристику процесів (високий, середній, низький) [1, 499].

Спеціальні коефіцієнти інтенсивності процесів природного руху населення (крім смертності) визначають щодо тієї групи населення, в якій цей процес може відбуватися. У річному вимірі для їхнього розрахунку використовують формулу:

$$K_g = \frac{S_n}{S_g} \times 1000, \quad (1.7)$$

де \bar{S}_g – середньорічна чисельність певної групи населення (жінок дітородного віку, населення шлюбного віку).

Середньорічний спеціальний коефіцієнт за певний період розраховують таким чином:

$$\bar{K}_g = \frac{\bar{S}_n}{\bar{S}_g} \times 1000 = \frac{\sum_1^T S_n}{\frac{S_{g1}}{2} + S_{g2} + \dots + \frac{S_{gT+1}}{2}} \times 1000, \quad (1.8)$$

де \bar{S}_g – середньорічна чисельність відповідної групи населення за T років;

$S_{g1}, S_{g2}, \dots, S_{gT+1}$ – чисельність відповідної групи населення на початок кожного року протягом досліджуваного періоду.

Наведені коефіцієнти використовують для міжнародних і регіональних порівнянь інтенсивності демографічних процесів, для оцінювання рівнів народжуваності, смертності, шлюбності й розлучуваності, типології демографічної ситуації та демографічного розвитку.

Для аналізу процесів природного руху населення важливим є те, що загальний коефіцієнт залежить від значення відповідного спеціального коефіцієнта і структури населення (структурний фактор). Загалом цю залежність можна подати у вигляді формул:

$$K = K_g \times d_g \text{ або } \bar{K} = \bar{K}_g \times \bar{d}_g, \quad (1.9)$$

де d_g, \bar{d}_g – відповідно частка чисельності певної групи у загальній чисельності населення за рік та у середньому за досліджуваний період.

Часткові коефіцієнти інтенсивності процесів природного руху населення розраховують за результатами групування як новоутворених сукупностей, так і населення загалом за суттєвими ознаками (стать, тип поселення, національність, шлюбний стан тощо). Ці коефіцієнти можна розрахувати таким чином:

$$\text{– у річному вимірі} \quad K_p = \frac{A_p}{S_p} \times 1000; \quad (1.10)$$

$$\text{– за досліджуваний період} \quad \bar{K}_p = \frac{\bar{A}_p}{\bar{S}_p} \times 1000, \quad (1.11)$$

де A_p, \bar{A}_p – відповідно кількість демографічних подій за рік i в середньому за рік протягом досліджуваного періоду у певній групі; \bar{S}_p – середньорічна чисельність певної групи населення у календарному році або протягом періоду.

Часткові коефіцієнти є своєрідними варіантами для розрахунку загальних і спеціальних коефіцієнтів. Так, загальні коефіцієнти – це середня арифметична зважена, в якій значення відповідних часткових коефіцієнтів зважують за чисельністю виокремлених груп населення. Так, загальні коефіцієнти можна визначити за такою формулою:

$$K = \frac{\sum K_p \times \bar{S}_p}{\sum \bar{S}_p} \quad \text{або} \quad \bar{K} = \frac{\sum \bar{K}_p \times \bar{S}_p}{\sum \bar{S}_p} . \quad (1.12)$$

Спеціальні коефіцієнти також можна обчислити як середню арифметичну зважену з часткових коефіцієнтів, якщо останні виконують роль деталізації перших. Наприклад, спеціальний коефіцієнт народжуваності (коефіцієнт плідності) деталізовано як спеціальний коефіцієнт народжуваності у міських поселеннях і сільській місцевості. У цьому разі спеціальний коефіцієнт народжуваності визначаємо за формулою:

$$K_g^N = \frac{K_{gt}^N \times \bar{S}_{f(15-49)t} + K_{gc}^N \times \bar{S}_{f(15-49)c}}{\bar{S}_{f(15-49)t} + \bar{S}_{f(15-49)c}}, \quad (1.13)$$

де K_{gt}^N, K_{gc}^N – відповідно часткові коефіцієнти плідності у міських поселеннях і сільській місцевості; $\bar{S}_{f(15-49)t}, \bar{S}_{f(15-49)c}$ – середньорічна кількість жінок репродуктивного віку (15 – 49 років) у міських поселеннях і сільській місцевості.

Загалом спеціальний коефіцієнт на основі часткових становить:

$$K_g = \frac{\sum K_{gp} \times \bar{S}_{gp}}{\sum \bar{S}_{gp}}, \quad (1.14)$$

де K_{gp} – частковий коефіцієнт для певної групи населення; \bar{S}_{gp} – середньорічна кількість населення у певній групі, в якій може відбуватися досліджуваний демографічний процес.

Порівняння часткових коефіцієнтів, які розраховано для груп населення (субнаселень), дає змогу оцінити ступінь розходжень і значущість факторів, які зумовлюють ці відмінності. Часткові коефіцієнти у динаміці дають можливість з'ясувати, послаблюються чи посилюються від-

мінності між показниками, що важливо для оцінювання перспектив демографічного розвитку [34, 503].

Вікові коефіцієнти характеризують інтенсивність демографічних процесів щодо вікових груп населення і розраховуються таким чином:

$$\text{– у річному вимірі} \quad K_i = \frac{S_n^i}{S_i} \times 1000; \quad (1.15)$$

$$\text{– в середньому за досліджуваний період} \quad \bar{K} = \frac{\bar{S}_n^i}{\bar{S}_i} \times 1000, \quad (1.16)$$

де S_n^i – кількість демографічних подій у i -тої вікової групи населення протягом календарного року; \bar{S}_n^i – середньорічна кількість демографічних подій у i -тої вікової групи населення протягом досліджуваного періоду; \bar{S}_i – середньорічна чисельність i -тої вікової групи населення протягом року або періоду.

Вікові коефіцієнти обчислюють також на підставі комбінаційного групування населення за віком, статтю, місцем проживання тощо. Так, вікові коефіцієнти смертності населення регіону конкретизуються у вікових коефіцієнтах смертності чоловіків і жінок у міських поселеннях і сільській місцевості. Отже, інтенсивність смертності оцінюється щодо віку, статі та місця проживання (типу поселення), що є важливим для порівняльного аналізу цього демографічного процесу.

За роки, які межують з датою перепису населення, вікові коефіцієнти можна деталізувати, обчисливши, наприклад:

- вікові коефіцієнти народжуваності за черговістю народження дитини, національністю, джерелом засобів існування і характером праці матері, за рівнем її освіти, тривалістю проживання у місці постійного проживання;

- вікові коефіцієнти смертності за статтю, національністю, джерелом засобів існування, рівнем освіти, шлюбним станом померлого;

- вікові коефіцієнти шлюбності за статтю, попереднім шлюбним станом, національністю осіб, які укладають шлюб, у тому числі для жінок, які одружуються вперше;

- вікові коефіцієнти розлучуваності за статтю і національністю тих, хто розірвав шлюб, а також за рівнем освіти жінок.

Для розрахунку деталізованих вікових коефіцієнтів на основі даних перепису населення у чисельнику визначають кількість подій за два ро-

ки, прилеглих до перепису, а у знаменнику – збільшену вдвічі чисельність відповідної групи населення за даними перепису [34, 503 – 504].

Вікові коефіцієнти є базою для обчислення всіх названих коефіцієнтів, оскільки останні можна розрахувати як середню арифметичну зважену, в якій вагою є середньорічна чисельність відповідної вікової групи населення, тобто:

$$K = \frac{\sum K_i \bar{S}_i}{\sum \bar{S}_i}; \quad K_g = \frac{\sum K_g^i \times \bar{S}_g^i}{\sum \bar{S}_g^i}; \quad K_p = \frac{\sum K_p^i \times \bar{S}_p^i}{\sum \bar{S}_p^i}. \quad (1.17)$$

Таким чином, загальні, часткові та спеціальні коефіцієнти демографічних процесів залежать від їхньої вікової інтенсивності та структури населення відповідно до утворених груп. У контексті аналізу демографічних процесів важливою особливістю вікових коефіцієнтів є їхня незалежність від вікової структури населення.

Чисті коефіцієнти характеризують інтенсивність демографічних процесів у тих групах населення, які безпосередньо їх продукують. У демографічній статистиці використовують два таких коефіцієнти – чистий коефіцієнт шлюбності та розлучуваності. Перший обчислюють як співвідношення кількості зареєстрованих протягом року шлюбів до кількості осіб шлюбного віку, які не перебувають у зареєстрованому шлюбі, а другий – як співвідношення кількості зареєстрованих протягом року розлучень до кількості осіб шлюбного віку, які перебувають у зареєстрованому шлюбі. Чисті коефіцієнти можна обчислювати відповідно до статі, місця проживання, національності тощо. Найточніші значення цих коефіцієнтів отримують у рік, який межує з датою перепису населення, оскільки саме результати перепису дають змогу отримати значення показника, який міститься у знаменнику відповідного чистого коефіцієнта.

За методикою розрахунку і змістом як вид демографічних виокремлено сумарні коефіцієнти, які базуються на вікових коефіцієнтах інтенсивності демографічних процесів і визначаються за формулою:

– за однорічними віковими інтервалами:

$$K_s = \frac{\sum K_i}{1000}; \quad (1.18)$$

– за віковими інтервалами сталої величини h років:

$$K_s = \frac{h \times \sum K_i}{1000}. \quad (1.19)$$

Сумарний коефіцієнт характеризує потенційну середню кількість демографічних подій (народження дитини, шлюб, розлучення), яка припадає на одну особу певної групи населення (жінки репродуктивного віку, населення шлюбного віку) за умови, що вікові коефіцієнти інтенсивності демографічного процесу залишаться незмінними.

Сумарні коефіцієнти розраховують без урахування і з урахуванням смертності. В останньому разі її називають чистими сумарними коефіцієнтами, які визначають середню кількість демографічних подій у середньому на одну особу певної групи за роки, які вона може прожити за умови збереження наявної вікової інтенсивності смертності.

Окремий вид демографічних коефіцієнтів утворюють так звані коефіцієнти демографічного навантаження, які за методикою розрахунку і змістом є відносними величинами координації, оскільки обчислюються шляхом зіставлення чисельності двох різних вікових груп населення, зокрема, це коефіцієнти демографічного навантаження дітьми (0 – 14 років) та прабатьками (50 років і старші), які відображають кількість осіб цих двох поколінь, що припадає на 1000 осіб покоління батьків (15 – 49 років), а також коефіцієнти навантаження особами допрацевдатного (0 – 15 років) та післяпрацевдатного віку (жінки віком 55 років і старші, чоловіки віком 60 років і старші), які відображають, скільки осіб цих двох груп припадає на 1000 осіб працевдатного віку (жінки віком 16 – 54 роки, чоловіки віком 15 – 59 років).

На наш погляд, як групу можна виокремити коефіцієнти співвідношення чисельності певних груп населення або кількості демографічних подій, які також є відносними величинами координації. До цієї групи, наприклад, можуть належати: коефіцієнт співвідношення кількості населення за статтю (кількість чоловіків на 1000 жінок або кількість жінок на 1000 чоловіків); коефіцієнт співвідношення населення за місцем проживання (кількість мешканців міських поселень на 1000 мешканців у сільській місцевості або кількість мешканців у сільській місцевості на 1000 осіб міського населення); коефіцієнт співвідношення абортів і пологів (кількість абортів на 1000 пологів або кількість пологів на 1000 абортів). Цей вид коефіцієнтів можна розрахувати як за абсолютними показниками, так і за частками окремих груп населення.

Аналітична функція останніх двох видів демографічних коефіцієнтів посилюється тим, що їх розраховують як за результатами простого групування (за однією ознакою), так і комбінаційного (за кількома ознаками, наприклад, віком, статтю, місцем проживання), що дає змогу здійснювати порівняльний аналіз демографічних процесів у різних субнаселеннях.

Як окремий вид демографічних коефіцієнтів часто визначають коефіцієнти порівняння протилежних величин [34, 540; 33, 135], що відображають, у скільки разів сукупність демографічних подій або інтенсивність одного протилежного процесу більша (менша), ніж іншого. До таких протилежних процесів належать: народжуваність і смертність, шлюбність і розлучуваність, імміграція та еміграція тощо. Ці коефіцієнти розраховують як співвідношення двох відповідних абсолютних величин або коефіцієнтів інтенсивності. До цієї групи, на наш погляд, можна також зарахувати коефіцієнти порівняння, які обчислено за результатом альтернативного групування, при якому сукупність поділяється на дві групи – групу одиниць, які мають певну ознаку та які не мають цієї ознаки. До таких коефіцієнтів, зокрема, належать коефіцієнт бездітності жінок, котрий є співвідношенням кількості жінок репродуктивного віку, які не мають дітей, до кількості жінок цього віку, які мають дитину (дітей), або коефіцієнт позашлюбності чоловіків – співвідношення кількості чоловіків шлюбного віку, які не перебувають у зареєстрованому шлюбі, до кількості чоловіків цього віку, які перебувають у зареєстрованому шлюбі.

Значну роль у порівняльному статистичному аналізі демографічних процесів відіграють так звані стандартизовані показники (стандартизовані демографічні коефіцієнти). Особливість цих коефіцієнтів полягає в тому, що вони є умовними величинами, оскільки їх отримують за допомогою певних прийомів перерахунку реальних коефіцієнтів на основі стандартної (фіксованої) структури населення. Стандартизація дає змогу елімінувати вплив структурних факторів на інтенсивність демографічних процесів, тому стандартизовані коефіцієнти застосовують для внутрішньорегіональних, регіональних, міжнародних порівнянь, при вивченні динаміки демографічних параметрів, для виявлення та оцінювання впливу соціально-економічних і природних факторів тощо. Залежно від того, що саме беруть за стандарт (інтенсивність або структуру населення), застосовують різні стандартизовані коефіцієнти – прямі, непрямі, зворотні.

Прямий стандартизований коефіцієнт використовують за умови стандартної структури населення. Він обчислюється за формулою:

$$K_{ST} = \frac{\sum K_i \times D_i^{ST}}{100} = \sum K_i \times d_i^{ST}, \quad (1.20)$$

де K_i – реальний коефіцієнт інтенсивності демографічного процесу в i -й групі;

D_i^{ST}, d_i^{ST} – відповідно стандартна питома вага (%) або частка i -ої групи населення.

Непрямий стандартизований коефіцієнт застосовують тоді, коли за стандарт визначають певні групові демографічні коефіцієнти, а структура населення є реальною. Ці коефіцієнти можна подати таким чином:

$$K_{ST} = \frac{\sum K_i^{ST} \times D_i}{100} = \sum K_i^{ST} \times d_i, \quad (1.21)$$

де K_i^{ST} – стандартні коефіцієнти інтенсивності демографічного процесу в i -й групі;

D_i, d_i – реальна питома вага (%) або частка i -ої групи населення.

Загалом [38, 97] стандартизований коефіцієнт (K_{ST}) має такий вигляд:

$$K_{ST} = K_0 \times I_{ST}, \quad (1.22)$$

де K_0 – демографічний коефіцієнт для стандартного населення;

I_{ST} – індекс стандартизації.

Найчастіше використовують демографічні коефіцієнти, які стандартизовано за віком. Величина стандартизованого коефіцієнта значною мірою залежить від вибору стандарту. При розрахунку прямого стандартизованого коефіцієнта за стандарт можна визначити вікову структуру обох порівнюваних груп населення, вікову структуру однієї з порівнюваних груп або іншої третьої групи, насамперед тієї, до складу якої належать порівнювані групи.

За останній період найбільшого поширення набув так званий європейський стандарт (вікова структура населення європейських країн), ваги якого розподіляються таким чином [34, 527]:

Вікові групи	Чисельність населення в % до підсумку	Вікові групи	Чисельність населення в % до підсумку
0	1,6	50 – 54	7,0
1 – 4	6,4	55 – 59	6,0
5 – 9	7,0	60 – 64	5,0
10 – 14	7,0	65 – 69	4,0
15 – 19	7,0	70 – 74	3,0
20 – 24	7,0	75 – 79	2,0
25 – 29	7,0	80 – 84	1,0
30 – 34	7,0	85 і старші	1,0
35 – 39	7,0	Все населення	100,0
40 – 44	7,0		
45 – 49	7,0		

На нашу думку, для внутрішньорегіональних порівнянь доцільно як стандарт використовувати вікову структуру населення регіону, для регіональних порівнянь – вікову структуру населення України або європейський стандарт.

Специфічний вид демографічних коефіцієнтів, які характеризують відтворення населення, утворюють бруто- і нетто-коефіцієнти. Бруто-коефіцієнт відтворення населення – це середня кількість дівчат, яких би народила одна жінка за умови збереження протягом життя сучасних рівнів народжуваності у кожному віці. Цей коефіцієнт одержують шляхом множення сумарного коефіцієнта народжуваності на частку дівчат серед народжених. У нетто-коефіцієнті відтворення населення враховано, крім цього, дожиття дівчаток до віку матері при їхньому народженні: якщо він менший за 1, тоді сучасні умови народжуваності та смертності не можуть забезпечити в майбутньому заміну материнського покоління дочірнім [34, 506].

Оскільки демографічні процеси – це велика кількість демографічних подій, які відбулися протягом певного періоду, і в свою чергу є масовим процесом зміни демографічного стану в часі, для їхнього виявлення, опису, аналізу та моделювання надзвичайно важливу роль відіграють показники ймовірності зміни демографічного стану. Ці показники обчислюють як елементарні (за одиницю часу, переважно за рік) та як порогові (за певний період).

У показниках імовірності зміни демографічного стану відображається сукупний вплив усіх факторів, що діють у межах окремих вікових груп населення. Водночас елімінується вплив структурних факторів, який виявляється у співвідношенні чисельності вікових груп, тобто у віковій структурі населення.

Імовірність зміни демографічного стану або ймовірність настання певної демографічної події (q_i) обчислюють за формулою:

$$q_i = \frac{S_i}{l_i}, \quad (1.23)$$

де S_i – кількість демографічних подій в i -й групі;

l_i – чисельність i -тої групи населення на початок періоду, протягом якого визначають імовірність.

Якщо для розрахунку ймовірності зміни демографічного стану показник S_i розраховано за одиницю часу, отримаємо так званий елементарний показник, а за дві одиниці часу і більше – пороговий.

Доповнення до одиниці ймовірності зміни демографічного стану – це ймовірність збереження відповідного вихідного демографічного стану (p_i), отже $p_i = 1 - q_i$.

Імовірність зміни демографічного стану та ймовірність збереження вихідного демографічного стану – основні показники демографічних таблиць, які є специфічними ймовірнісними моделями демографічних процесів, що виявляються через закономірності зміни у часі демографічного стану певної когорти.

Інтегральні показники подають узагальнюючу оцінку демографічної ситуації в країні або регіоні. Їх отримують шляхом агрегування кількох базових показників – індикаторів. Поширені різні підходи та методики розрахунку інтегрального показника, зокрема методика розрахунку інтегрального індексу людського розвитку регіонів України, яку розробили фахівці Державного комітету статистики України та Ради по вивченню продуктивних сил України Національної академії наук України.

Ця методика передбачає наявність ієрархічної схеми: верхній щабель – це інтегральний індекс регіонального людського розвитку (I), інший – загальні регіональні індекси дев'яти основних аспектів людського розвитку (I_{ij}). Розрахунок здійснюється на основі нормування базових показників-індикаторів за формулами [33, 6]:

– для показників-стимуляторів, зростання яких сприяє збільшенню індексу людського розвитку:

$$y_{ij} = \frac{Z_{ij} - Z_{j \min}}{Z_{j \max} - Z_{j \min}}, \quad (1.24)$$

де Z_{ij} – значення і-го показника в j-му регіоні;

$Z_{j \max}$, $Z_{j \min}$ – відповідно максимальне і мінімальне значення і-го показника;

– для показників-дестимуляторів, зростання яких сприяє зменшенню індексу людського розвитку:

$$y_{ij} = \frac{Z_{j \max} - Z_{ij}}{Z_{j \max} - Z_{j \min}}. \quad (1.25)$$

Методика передбачає два етапи агрегування:

– перший етап – розрахунок інтегральних індексів, які характеризують окремі аспекти людського розвитку в регіоні (I_{ij}), за формулою:

$$I_{ij} = \sum_{k=1}^{27} y_{ik} \times w_{ik}, \quad (1.26)$$

де y_{ik} – нормований і-й показник у k-му регіоні;

w_{ik} – вага, з якою і-й показник ураховується при розрахунку інтегрального індексу;

– другий етап – розрахунок регіонального інтегрального індексу людського розвитку (I) відповідно до інтегральних індексів окремих його аспектів за формулою:

$$I = \sum_{i=1}^9 I_{ij} \times W_{ij}. \quad (1.27)$$

Для інтегрального оцінювання демографічного розвитку регіонів пропонується використовувати показники народжуваності (сумарний коефіцієнт народжуваності), смертності (коефіцієнт смертності немовлят і коефіцієнт перинатальної смертності), очікуваної тривалості життя (при народженні, при досягненні 15, 45 і 65 років), міграції (сальдо міграції та коефіцієнт міграційної активності) [33, 8].

Для оцінювання демографічної ситуації в регіоні можна використати багатовимірну середню, котра виконує роль інтегральної оцінки демографічного стану території за визначеними базовими параметрами. Перевагою цього підходу є те, що інтегральна оцінка розраховується не за аб-

солотними значеннями базових параметрів, а на основі коефіцієнтів співвідношення до середнього значення по Україні або регіону, тобто:

$$P_{ij} = \frac{X_{ij}}{\bar{X}_i}, \quad (1.28)$$

де X_{ij} – значення і-того параметра по j-му регіону (району);

\bar{X}_i – середнє значення і-того параметра по Україні (регіону);

$i=1, 2, 3, \dots, n$ – порядковий номер параметра;

$j=1, 2, 3, \dots, m$ – порядковий номер регіону (району).

Багатовимірну середню розраховують за формулою:

$$\bar{P}_j = \frac{\sum P_{ij}}{n}. \quad (1.29)$$

При обчисленні багатовимірної середньої необхідно враховувати те, що демографічні процеси відіграють різну роль і впливають на відтворення населення у протилежних напрямках – позитивному та негативному. Отже, для оцінювання «негативних» демографічних процесів і параметрів пропонуємо при розрахунку багатовимірної середньої використовувати їхню різницю $(1-P_{ij})$. Таким чином, якщо значення «негативного» параметра по регіону вище, ніж по Україні (регіону), отримаємо від'ємну величину, в протилежному разі – додатну. Чим більша величина відхилень порівняно з середнім рівнем по країні у більший чи менший бік, тим потужніший вплив на величину багатовимірної середньої.

Врахувавши вищеподане, одержимо таку формулу багатовимірної середньої:

$$\bar{P}_j = \frac{\sum P_{ij}^n + \sum (1 - P_{ij}^n)}{n}, \quad (1.30)$$

де P_{ij}^n та P_{ij}^n – відповідно коефіцієнти співвідношення для «позитивних» і «негативних» параметрів.

При формуванні інформаційної бази для комплексного статистичного аналізу і моделювання демографічних процесів застосовують так звані матриці даних, тобто статистичні таблиці, побудовані за територіальним або часовим принципом. У першому разі отримують двовимірну просторову матрицю даних, сформовану у вигляді двовимірної таблиці розміром $N \times M$. При цьому заголовки рядків містять перелік N адміністративно-територіальних одиниць ($i = 1, 2, \dots, N$), а заголовки граф – набір з

М показників, яким описується кожна одиниця ($j = 1, 2, \dots, M$). Таким чином, просторову матрицю можна подати у такому вигляді:

Адміністративно-територіальні одиниці (i)	Показники (j)				
	X_1	...	X_j	...	X_M
1	X_{11}	...	X_{1j}	...	X_{1M}
2	X_{21}	...	X_{2j}	...	X_{2M}
...
i	X_{i1}	...	X_{ij}	...	X_{iM}
...
N	X_{N1}	...	X_{Nj}	...	X_{NM}

Для аналізу закономірностей динаміки демографічних процесів використовують двовимірну матрицю даних розміром $T \times M$, де T – показник часу ($t=1, 2, \dots, T$). Такі матриці називають динамічними, стовпці цієї матриці є рядами динаміки відповідного набору показників, які характеризують демографічні процеси в окремій адміністративно-територіальній одиниці, а рядки – множини інтервалів або моментів часу (роки, місяці, квартали, дні). Відповідно динамічна матриця матиме вигляд такої таблиці:

Показник (параметр) часу (t)	Показники (j)				
	X_1	...	X_j	...	X_M
1	X_{11}	...	X_{1j}	...	X_{1M}
2	X_{21}	...	X_{2j}	...	X_{2M}
...
t	X_{t1}	...	X_{tj}	...	X_{tM}
...
T	X_{T1}	...	X_{Tj}	...	X_{TM}

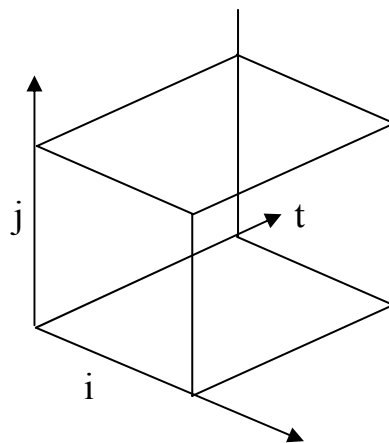
Таким чином, кожний показник задається у вигляді статистичного ряду. Якщо рядки таблиці за суттю є множиною адміністративно-територіальних одиниць, то це ряди варіації у просторі, а якщо рядки відповідають часовим інтервалам – це ряди динаміки.

Третій варіант двовимірної матриці даних можна назвати просторово-динамічним, оскільки рядки таблиці – це сукупність N адміністративно-територіальних одиниць ($i = 1, 2, \dots, N$), а графи – показники часу ($t=1, 2, \dots, T$). Таким чином, на основі сформованого масиву даних можна оцінювати варіацію у просторі та часі одного показника:

Адміністративно-територіальні одиниці (i)	Показник (параметр) часу (t)				
	1	...	t	...	T
1	X_{11}	...	X_{1t}	...	X_{1T}
2	X_{21}	...	X_{2t}	...	X_{2T}
...
i	X_{i1}	...	X_{it}	...	X_{iT}
...
N	X_{N1}	...	X_{Nt}	...	X_{NT}

Двовимірні матриці даних використовуються як інформаційна база для статистичного аналізу та моделювання демографічних процесів, якщо: а) оцінюється і моделюється зміна показників, які описують демографічний стан однієї адміністративно-територіальної одиниці в часі, тобто від одного інтервалу часу до іншого (динамічний аналіз і динамічні моделі); б) оцінюється і моделюється просторова відмінність (варіація) на основі множини адміністративно-територіальних одиниць і набору показників (варіаційний аналіз і просторові моделі); в) оцінюється і моделюється просторова відмінність (варіація) і динаміка одного показника на основі множини адміністративно-територіальних одиниць (варіаційно-динамічний аналіз і варіаційно-просторові моделі).

У тому разі, коли необхідно аналізувати та моделювати зміну набору демографічних показників як у просторі, так і в часі, тобто на множинах показників, адміністративно-територіальних одиниць та інтервалів часу, інформаційною базою має бути тривимірний куб даних (рис. 1.3).

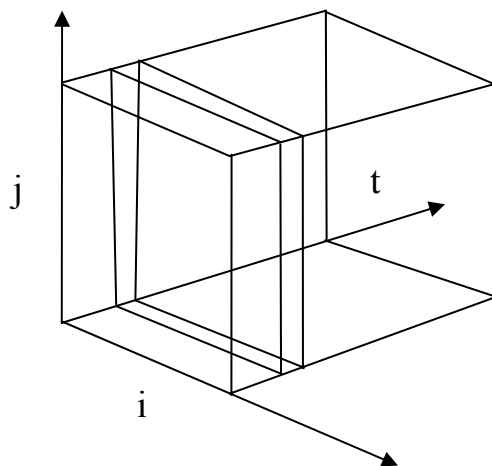


i – адміністративно-територіальні одиниці; j – показники; t – час

Рис. 1.3. Схематичне зображення куба даних

Куб даних – це сукупність розташованих одна за одною двовимірних матриць. На його основі можна отримати певний «зріз» – динамічну

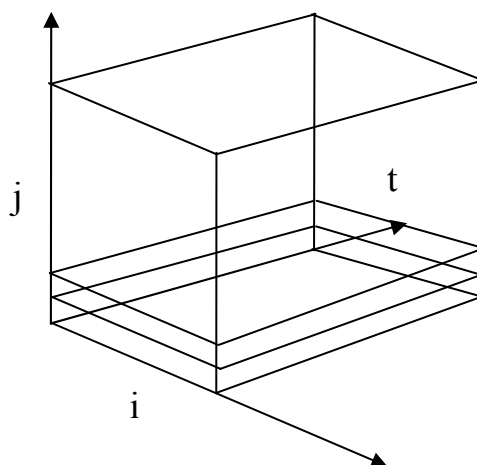
(рис. 1.4), просторову (рис. 1.5) або просторово-динамічну (рис. 1.6) матриці даних, які є базою для оцінювання та аналізу закономірностей динаміки, розподілу, структури і структурних зрушень, варіації, взаємозв'язків демографічних параметрів регіону або кількох адміністративно-територіальних одиниць.



i – адміністративно-територіальні одиниці; j – показники; t – час

Рис. 1.4. Схематичне зображення куба даних як сукупності послідовних динамічних матриць розмірністю $N \times M$

Перший варіант «зрізу», поданий на рис. 1.4, дає змогу проаналізувати та змодельовати зміну в часі демографічної ситуації в окремій адміністративно-територіальній одиниці (регіоні) на основі виявлення, оцінювання та інтерпретації закономірностей динаміки визначеного переліку показників.

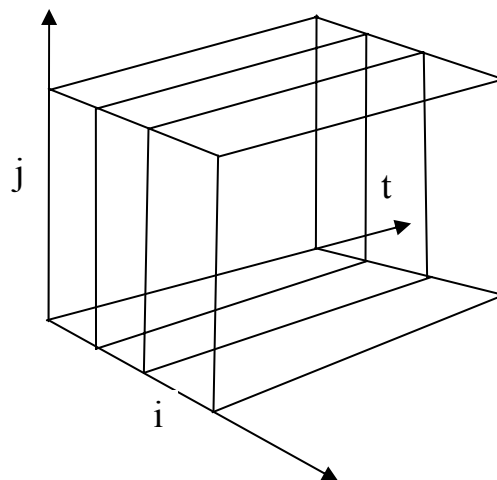


i – адміністративно-територіальні одиниці; j – показники; t – час

Рис. 1.5. Схематичне зображення куба даних як сукупності просторових матриць розмірністю $M \times T$

Другий варіант «зрізу» (рис. 1.5) дає можливість аналізувати просторову (територіальну) варіацію демографічних показників як у межах регіону (внутрішньорегіональна варіація), так і по країні (міжрегіональна варіація), моделювати закономірності їхнього розподілу, досліджувати демографічні структури, а також здійснювати міжрегіональні порівняння параметрів окремих демографічних процесів, комплексно оцінювати демографічну ситуацію за адміністративно-територіальними одиницями.

Третій варіант «зрізу» (рис. 1.6) – це інформаційна база для аналізу і моделювання просторових (територіальних) відмінностей динаміки одного демографічного показника, а також для виявлення та оцінювання закономірностей його динаміки за окремими адміністративно-територіальними одиницями, для порівняльного аналізу ретроспективних тенденцій до зміни у часі, для моделювання і прогнозування демографічного розвитку регіонів.



i – адміністративно-територіальні одиниці; j – показники; t – час

Рис. 1.6. Схематичне зображення куба даних як сукупності просторово-динамічних матриць розмірністю $N \times T$

Слід зауважити, що кожний з трьох варіантів куба даних можна звести до двовимірної матриці відповідної розмірності шляхом розрахунку середніх значень показників. Так, куб даних як сукупність динамічних матриць (рис. 1.4) трансформується у двовимірну матрицю розмірністю $N \times M$, якщо замість рядів динаміки показників використовувати їхні середні значення, які розраховано за досліджуваний період. Така матриця

містить, наприклад, середньорічні значення M показників за N адміністративно-територіальними одиницями.

Куб даних, котрий є сукупністю просторових матриць (рис. 1.5), перетворюється у двовимірну матрицю розмірністю $M \times T$ шляхом розрахунків середніх значень показників за кожний період за всіма адміністративно-територіальними одиницями. Отже, отримуємо ряди динаміки середніх значень досліджуваних показників.

Третій варіант куба даних, який формується як набір просторово-динамічних матриць (рис. 1.6), можна звести до двовимірної матриці розмірністю $N \times T$, якщо за кожний період за адміністративно-територіальними одиницями обчислити середнє значення всіх показників, наприклад, багатовимірну середню. Таким чином, одержуємо ряди динаміки багатовимірних середніх за адміністративно-територіальними одиницями.

Формування інформаційної бази комплексного статистичного аналізу демографічного розвитку регіону передбачає розробку системи показників для кількісної характеристики демографічних явищ і процесів у регіоні, в межах якої можна виокремити такі підсистеми:

- показники чисельності, розміщення (розселення) та складу населення;
- показники структури населення та координації;
- показники інтенсивності демографічних процесів;
- показники ймовірності зміни демографічного стану;
- інтегральні показники демографічного стану.

Відповідно до системи показників і характеру досліджуваних закономірностей (динаміки, структури і структурних зрушень, розподілу, взаємозв'язку) створюються масиви даних у вигляді двовимірних матриць (динамічних, просторових, просторово-динамічних) або куба даних, який є набором послідовно розміщених двовимірних матриць, котрий за допомогою певних процедур можна звести до двовимірної матриці середніх значень показників. Наявність відповідної інформаційної бази значною мірою зумовлює якість комплексного статистичного аналізу демографічної ситуації в регіоні.

РОЗДІЛ 2. СТАТИСТИЧНИЙ АНАЛІЗ ТЕНДЕНЦІЙ І ЗАКОНОМІРНОСТЕЙ ДИНАМІКИ ЧИСЕЛЬНОСТІ ТА ПРИРОДНОГО РУХУ НАСЕЛЕННЯ РЕГІОНУ

2.1. Методологічні основи аналізу закономірностей динаміки демографічних параметрів

Найважливішим завданням аналізу демографічних явищ і процесів є виявлення закономірностей їхнього розвитку, загальних тенденцій динаміки, а також її характеру, типу. При цьому загальну тенденцію динаміки слід розуміти як загальний напрям зміни показника у часі – зростання, стабільність чи зменшення його рівня, а характер (тип) динаміки – як ту чи іншу тенденцію до зміни аналітичних показників – абсолютного приросту, коефіцієнта (темпу) зростання або темпу приросту. Переважно виокремлюють такі типи динаміки: I – абсолютні прирости зменшуються; II – абсолютні прирости стабільні; III – темпи зростання стабільні; IV – темпи зростання збільшуються [47, 390–391]. Проте, на нашу думку, цей перелік не охоплює всі можливі варіанти, тому його доцільно доповнити такими типами динаміки: V – абсолютні прирости збільшуються; VI – темпи зростання зменшуються.

Головною метою статистичного аналізу рядів динаміки демографічних показників є виявлення тенденцій і закономірностей їхньої зміни в часі, а також побудова простих і параметризованих моделей, які адекватно описують ці закономірності та є основою для визначення прихованої періодичності й залежності, побудови прогнозу та ін.

Вихідною інформаційною базою для аналізу і моделювання закономірностей динаміки демографічних показників є динамічні та просторово-динамічні матриці даних: сукупність рядів динаміки різних показників за окремою адміністративно-територіальною одиницею (по регіону, району) – динамічна матриця; одного демографічного показника за кількома адміністративно-територіальними одиницями – просторово-динамічна матриця.

У статистичному аналізі розрізняють одновимірні (ізолювані) та багатовимірні (комплексні) ряди динаміки [3, 9; 9, 176]. У першому разі аналізують розташовану в хронологічному порядку послідовність значень одного показника за однією адміністративно-територіальною одиницею:

$$Y_i^j(t_1), Y_i^j(t_2), \dots, Y_i^j(t_T). \quad (2.1)$$

В іншому разі одночасно аналізують кілька одновимірних рядів динаміки виду (2.1), які можуть бути рядами динаміки різних показників за однією адміністративно-територіальною одиницею або рядами динаміки одного показника за різними адміністративно-територіальними одиницями і за суттю – динамічною або просторово-динамічною матрицею даних. Багатовимірні ряди динаміки використовують для: дослідження, оцінювання та моделювання закономірностей залежно від зміни різних показників за однією адміністративно-територіальною одиницею; порівняльного аналізу закономірностей динаміки одного показника за різними адміністративно-територіальними одиницями; виявлення та оцінювання тенденцій до зміни просторової варіації показників.

При аналізі закономірностей динаміки переважно використовують ряди динаміки з рівновіддаленими рівнями, тому показник часу можна подати як параметр часу ($t=1, 2, \dots, T$). Відповідно до цього одновимірний ряд динаміки одного демографічного показника за окремою адміністративно-територіальною одиницею набуває вигляду:

$$Y_i^j(1), Y_i^j(2), \dots, Y_i^j(T). \quad (2.2)$$

При визначенні закономірностей динаміки демографічних показників використовують увесь спектр статистичних методів і показників оцінювання інтенсивності динаміки – ланцюгові, базисні та середні абсолютні прирости, темпи зростання, темпи приросту. На початкових етапах аналізу для формування певних гіпотез важливу роль відіграє графічний метод.

Одним з основних напрямків статистичного аналізу демографічних процесів на регіональному рівні є визначення та оцінювання закономірностей чисельного оновлення населення, яке забезпечує неперервність його буття і відбувається в результаті зміни поколінь, тобто народжень і смертей. Вихідним показником такого аналізу є абсолютна чисельність населення, котра характеризує кількість осіб (людей), що проживають на відповідній території у конкретний момент часу [5, 53]. Чисельність населення постійно змінюється у часі під впливом двох факторів – природного і механічного (міграційного) руху населення. Отже, природний і міграційний прирости (або зменшення) є основними компонентами формування чисельності населення регіону.

Методологічним, методичним і прикладним аспектам аналізу закономірностей динаміки демографічних показників значну увагу приділяли такі видатні статистики і демографи: М. Птухі [52], С. Новосельського [46], Ю. Корчак-Чепурковський [29], Б. Урланіс [65; 66; 67], І. Венецький [6; 7], Д. Валентей [53], А. Волков [12; 13], А. Боярський [5], М. Тихомиров [63], А. Сові [55; 56], Е. Россет [54] та ін. Дослідженню ретроспективних і сучасних тенденцій відтворення населення, причин і наслідків демографічної кризи в Україні, основним виявом якої є інтенсивне зменшення чисельності населення, присвячені праці В. Стешенко [59; 60], Е. Лібанової [30, 31], І. Курило [10], С. Пирожкова [50], Н. Фойгт [69], С. Стеценко [58], О. Хомри [70] та ін. Дані аналізу демографічної динаміки в Україні, зокрема, щодо формування чисельності населення, темпів та напрямів його зміни, особливостей динаміки показників відтворення міського і сільського населення, а також її регіональні відмінності висвітлено у щорічних аналітичних доповідях «Населення України» Інституту демографії та соціальних досліджень НАН України та Держкомстату України [39; 40; 41].

Водночас подальшого розвитку потребують методологічні та методичні аспекти статистичного аналізу закономірностей і тенденцій динаміки чисельності населення регіону та показників його природного руху. При цьому необхідно вирішити такі завдання: характеристика інтенсивності змін у рівнях показників, визначення середніх значень параметрів, виявлення закономірностей зміни у часі, інтерполяція та екстраполяція, вимірювання факторів, які детермінують динаміку [9, 174]. Основним засобом для реалізації перелічених завдань є побудова й аналіз рядів динаміки демографічних параметрів відтворення населення регіону.

Для оцінювання інтенсивності динаміки та визначення закономірностей зміни середньорічної чисельності населення використано систему показників:

– ланцюгові абсолютні прирости $\Delta_i = Y_i - Y_{i-1}$;

– ланцюгові темпи приросту $T_i = \frac{\Delta_i}{Y_{i-1}} \times 100$;

– середньорічні абсолютні прирости $\bar{\Delta} = \frac{Y_n - Y_0}{n - 1}$;

– середньорічні темпи приросту $\bar{T} = n\sqrt[n]{\frac{Y_n}{Y_0}} \times 100 - 100$;

– середня чисельність населення $\bar{Y} = \frac{\sum Y_i}{n}$.

Для багатьох демографічних процесів характерним є пришвидшення або уповільнення їхньої зміни у часі, що можна виявити та оцінити за допомогою порівняння абсолютних приростів. Й. С. Пасхавер [49, 243] запропонував використовувати різницю середніх абсолютних приростів ряду динаміки:

$$\Delta\bar{P} = \bar{P}^{(2)} - \bar{P}^{(1)},$$

де \bar{P} – середній абсолютний приріст за той чи інший період.

Від величини показників $\bar{P}^{(1)}$ і $\bar{P}^{(2)}$ та їхніх знаків залежить величина і зміст показника $\Delta\bar{P}$. Якщо названі показники мають однакові знаки, йдеться про дійсне пришвидшення або уповільнення приросту або зменшення рівнів ряду динаміки, що матиме кількісне вираження у значенні $\Delta\bar{P}$. Якщо ж знаки різні, а показник $\Delta\bar{P}$ додатний, це означає, що рівні ряду не тільки не зменшилися, а наявною є тенденція до їхнього зростання, а за від'ємного $\Delta\bar{P}$ рівні ряду динаміки зменшуються. У тому разі, коли $\bar{P}^{(1)}$ і $\bar{P}^{(2)}$ мають однакові знаки, тобто рівні ряду або тільки зростають, або тільки зменшуються, поряд з показником абсолютного пришвидшення або уповільнення $\Delta\bar{P}$ для характеристики інтенсивності зміни середньої швидкості слід використовувати коефіцієнти пришвидшення або уповільнення $K_{n/y} = \frac{\bar{P}^{(2)}}{\bar{P}^{(1)}}$. Відповідно при $|\bar{P}^{(2)}| > |\bar{P}^{(1)}|$ визначимо коефіцієнт пришвидшення, у протилежному разі – коефіцієнт уповільнення [49, 244].

Оцінювання динамічної варіації показників пропонуємо здійснювати шляхом побудови динамічних рядів розподілу. При цьому динамічну варіацію слід розуміти як коливання значень показника (рівнів) у межах ряду динаміки, а динамічний ряд розподілу – як специфічний ряд, який є результатом групування рівнів ряду динаміки, в котрому варіанти – це значення досліджуваного показника (дискретні або інтервальні), а частоти – кількість років, протягом яких спостерігалися відповідні значення. З метою порівняльного аналізу закономірностей динаміки пропонує-

мо використовувати динамічні ряди розподілу: абсолютних значень з десятирічними інтервалами; ланцюгових темпів приросту з рівними інтервалами. Для характеристики закономірностей динамічної варіації використано такі характеристики: середня, мода і медіана, середнє квадратичне (стандартне) відхилення, коефіцієнт динамічної варіації, коефіцієнти динамічної асиметрії та ексцесу.

З метою відображення особливостей форми динамічного розподілу використаємо показники диференціації, які ґрунтуються на структурних (рангових) показниках розподілу, зокрема на квантилях. Квантилі – це значення показника, які дають змогу поділити рангований ряд його значень на чотири рівні частини. Розрізняють нижній (перший) квантиль, який відділяє $\frac{1}{4}$ частину ряду з найменшими значеннями показника, і верхній (третій) квантиль, який відсікає $\frac{1}{4}$ частину з найбільшими значеннями. Для розрахунку квантилів за інтервальним рядом розподілу використовують формули:

$$Q_1 = X_{Q_1} + i \frac{\frac{1}{4} \sum f - f_{Q_0}}{f_{Q_1}}; \quad Q_3 = X_{Q_3} + i \frac{\frac{3}{4} \sum f - f_{Q_2}}{f_{Q_3}}, \quad (2.3)$$

де X_{Q_1} , X_{Q_3} – відповідно нижні межі інтервалів, які містять нижній і верхній квантилі;

i – величина інтервалу;

f_{Q_0} , f_{Q_2} – відповідно нагромаджені частоти, які передують інтервалам з нижнім і верхнім квантилями;

f_{Q_1} , f_{Q_3} – відповідно частоти інтервалів, які містять нижній та верхній квантилі.

Для відносної характеристики ступеня динамічної варіації застосуємо коефіцієнт квантильної диференціації [62, 257]:

$$K_V = \frac{Q_3 - Q_1}{Q_3 + Q_1} \times 100. \quad (2.4)$$

Для побудови динамічних рядів розподілу використано метод структурного групування на основі динамічних матриць показників чисельності та природного руху населення регіону загалом і відповідно до поселення зокрема, а розрахунок показників динамічної варіації здійснено на базі пакетів «Аналіз даних» і «Майстер функцій» Microsoft Excel.

2.2. Статистичний аналіз тенденцій і закономірностей динаміки чисельності населення регіону

До основних показників, які характеризують демографічний розвиток регіону, належить чисельність населення. Для виявлення закономірностей її динаміки ми обрали показник «середньорічна чисельність наявного населення» (далі – чисельність населення). Цей вибір зумовлено тим, що, по-перше, саме цей показник використовують для розрахунку загальних демографічних коефіцієнтів, по-друге, він є інтервальним на відміну від чисельності населення за станом на 1 січня календарного року, який вважаємо моментним.

З метою порівняльного аналізу дослідження закономірностей динаміки здійснено як для населення регіону загалом, так і щодо двох суттєво відмінних груп – міського і сільського населення (субнаселень). Інформаційною основою такого аналізу є динамічна матриця даних, яка охоплює період з 1950 р. до 2006 р. і містить значення середньорічної чисельності населення Тернопільської області загалом, а також міських поселень і сільської місцевості зокрема (дод. А).

Важливим аспектом статистичного аналізу закономірностей динаміки чисельності населення є періодизація, тобто виокремлення однорідних періодів, етапів розвитку. Періодизація динаміки, яка полягає у розчленуванні динамічного ряду на однорідні інтервали, – це своєрідне типологічне групування, в якому елементами сукупності виступають рівні ряду динаміки [9, 178]. Однорідними вважатимемо такі періоди, в межах яких рівні ряду мають однакову закономірність динаміки. У нашому дослідженні однорідним буде інтервал (період) часу, протягом якого виконується одна з таких умов:

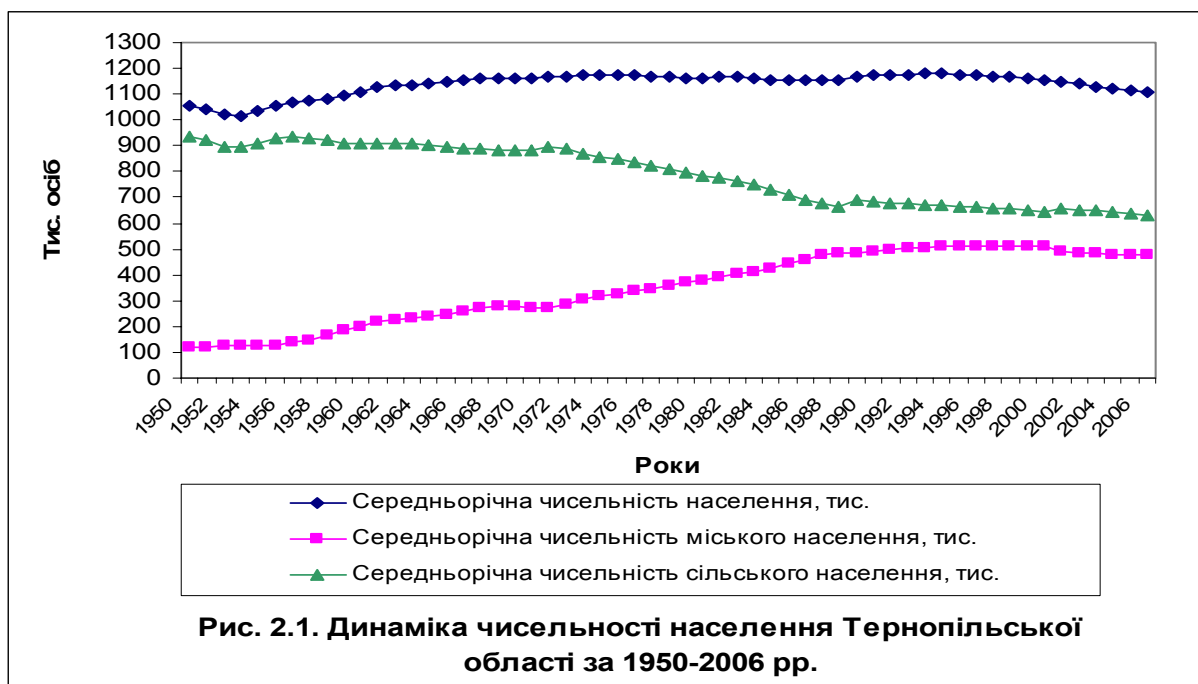
- 1) рівність рівнів ряду ($Y_i \cong const$);
- 2) рівність ланцюгових абсолютних приростів ($\Delta_i \cong const$);
- 3) рівність ланцюгових темпів приросту ($T_i \cong const$);
- 4) рівність різниці ланцюгових абсолютних приростів ($\Delta\Delta_i \cong const$);
- 5) рівність різниці ланцюгових темпів приросту ($\Delta T_i \cong const$).

У цьому разі рівність показників розуміємо у статистичному сенсі, тобто не як абсолютну, а наближену. Слід зазначити, що виконання першої умови свідчить про відсутність тенденції, тобто стаціонарність

ряду, другої – про постійну абсолютну швидкість зростання або зменшення рівнів ряду, третьої – про постійну відносну швидкість зростання або зменшення рівнів ряду, четвертої – про постійне абсолютне пришвидшення або уповільнення; п'ятої – про постійне відносне пришвидшення або уповільнення.

Аналіз закономірностей динаміки чисельності населення України свідчить про те, що на початку 1993 р. на її території проживала максимальна кількість жителів – 52,2 млн. осіб, після чого чисельність населення набула сталої тенденції до зменшення [39, 13]. Основну роль у цьому відіграла депопуляція, яка розпочалася у сільській місцевості в 1979 р., а загальнонаціонального масштабу набула в 1991 р. Починаючи з 1994 р., сальдо міграції також стало від'ємним, що призвело до пришвидшення зменшення чисельності населення. Динаміка чисельності міського і сільського населення має відмінні закономірності, оскільки роль і внесок природної та міграційної компонент у формування кількості городян і сільських жителів є неоднаковими. Суттєвими вважаємо також регіональні особливості динаміки чисельності населення. Депопуляція розпочалася з сільського населення північно-східних областей, у 1980-х рр. природний приріст сільського населення спостерігався переважно у Західному регіоні, проте міські поселення більшості територій України характеризувалися сталим природним приростом. У 1990-х рр. депопуляція швидко поширилася на всю територію країни. В 2001–2002 рр. в Україні вже не було жодної області, де спостерігався б природний приріст. Найдовше він зберігався у західних областях, але від'ємне сальдо міграції перевищувало природний приріст, тому чисельність населення цих областей зменшувалася. У багатьох регіонах позитивне сальдо міграції пом'якшувало негативний вплив природного убутку населення [39, 19–21].

У 1950–2006 рр. динаміка середньорічної чисельності населення Тернопільської області характеризувалася відсутністю лінійного тренда, оскільки період доволі швидкого її зростання змінювався періодами повільного збільшення та стабілізації, а також зменшення (рис. 2.1). Про це свідчать також середні показники ряду динаміки, обчислені на основі динамічного ряду розподілу з десятирічними інтервалами (табл. 2.1).



Таблиця 2.1

Середньорічні показники динаміки чисельності населення Тернопільської області у 1950–2006 рр.*

Роки	Середньорічна чисельність, тис. осіб	Середньорічний абсолютний приріст, тис. осіб	Середньорічний темп приросту, %
1950–1960	1059,3	5,2	0,48
1961–1970	1147,5	3,8	0,33
1971–1980	1169,1	-0,3	-0,02
1981–1990	1125,3	0,8	0,07
1991–2000	1171,4	-2,4	-0,21
2001–2006	1126,9	-7,4	-0,65

*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Аналіз ланцюгових абсолютних приростів і темпів приросту середньорічної чисельності населення області, а також графіка її динаміки дає змогу здійснити таку періодизацію залежно від тенденцій зміни значень показника: 1950–1953 рр. – помітне зменшення; 1954–1962 рр. – доволі швидке зростання; 1963–1975 рр. – повільне збільшення; 1976–1986 рр. – повільне скорочення; 1987–1993 рр. – повільне зростання; 1994–2000 рр. – повільне зменшення; 2001–2006 рр. – доволі швидке скорочення.

Обґрунтованість такої періодизації підтверджується розрахунками середніх показників динаміки, а також показниками динамічної варіації (табл. 2.2). На основі даних табл. 2.2 можна зробити висновок про те, що

в межах кожного виокремленого періоду варіація у часі є незначною, а отже, відповідний фрагмент ряду динаміки наближено стаціонарний.

Таблиця 2.2

Середньорічні показники динаміки чисельності населення та динамічної варіації*

Період	Тривалість періоду, роки	Середньорічна чисельність населення, тис. осіб	Середньорічний абсолютний приріст, тис. осіб	Середньорічний темп приросту, %	Середнє квадратичне відхилення, тис. осіб	Коефіцієнт варіації, %
1950–1953	4	1033,0	–13,0	–1,2	18,1	1,76
1954–1962	9	1086,3	12,1	1,1	31,4	2,89
1963–1975	13	1159,5	3,1	0,3	10,1	0,87
1976–1986	11	1162,2	–2,1	–0,2	6,9	0,59
1987–1993	7	1168,8	4,6	0,4	11,5	0,98
1994–2000	7	1168,7	–4,1	–0,4	8,9	0,76
2001–2006	6	1126,9	–7,4	–0,7	13,7	1,22

*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

З аналітичною метою доцільно виконати групування середньорічної чисельності населення області, утворивши сім груп з рівними інтервалами і отримавши динамічний ряд розподілу, в якому частотами є кількість років, протягом яких спостерігалось відповідне значення показника (табл. 2.3). За цим рядом розподілу визначимо характеристики центру розподілу – середню, моду і медіану. Так, протягом 1950–2006 рр. модальна чисельність населення регіону становила:

$$Y_{mo} = 1150,0 + 25,0 \times \frac{30 - 7}{(30 - 7) + (30 - 5)} = 1162,0 \text{ тис.}$$

Медіанна чисельність дорівнювала:

$$Y_{me} = 1150,0 + 25,0 \times \frac{\frac{57}{2} - 22}{30} = 1155,4 \text{ тис.}$$

Середній рівень ряду динаміки становив:

$$\bar{Y} = \frac{\sum Y}{n} = 1138,5 \text{ тис.}$$

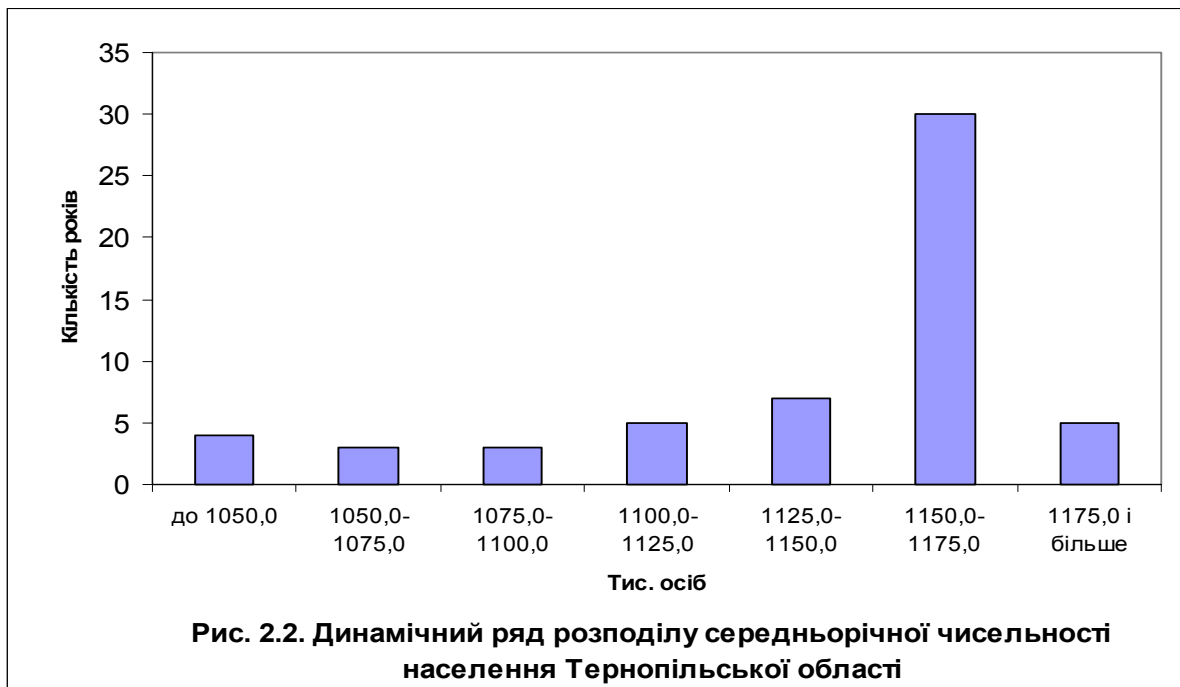
Таблиця 2.3

Динамічний розподіл чисельності населення Тернопільської області протягом 1950–2006 рр.*

Середньорічна чисельність населення, тис. осіб	Кількість років з відповідною середньорічною чисельністю	У відсотках до загального періоду
До 1050,0	4	7,0
1050,0–1075,0	3	5,3
1075,0–1100,0	3	5,3
1100,0–1125,0	5	8,8
1125,0–1150,0	7	12,3
1150,0–1175,0	30	52,6
1175,0 і більше	5	8,8
Всього	57	100,0

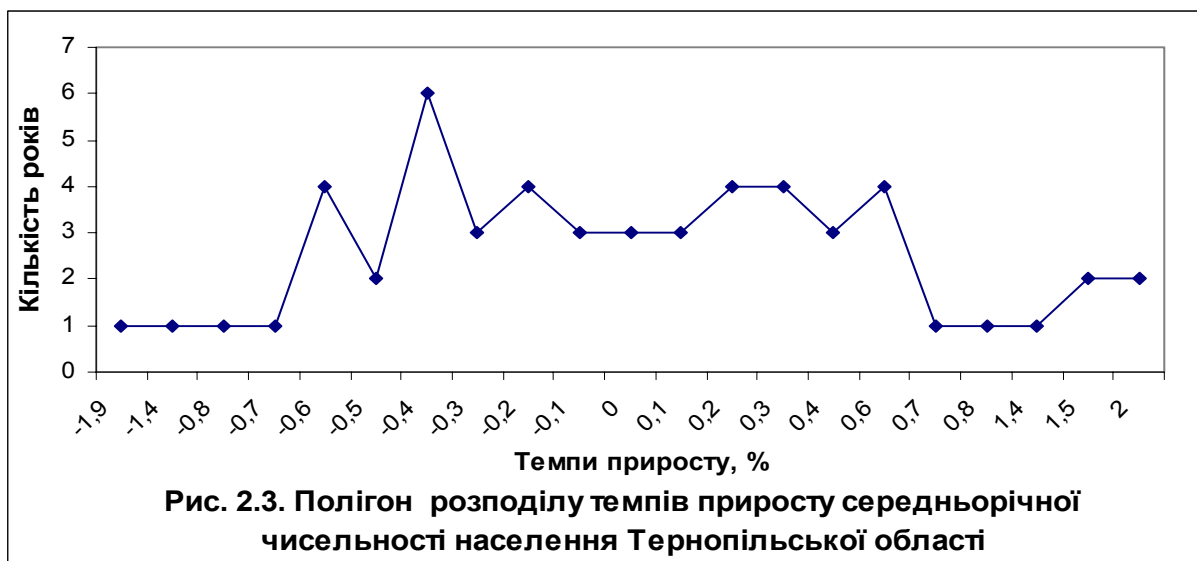
*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Порівняння трьох вищенаведених характеристик динамічного ряду розподілу дає змогу висунути гіпотезу про наявність значної лівобічної асиметрії, яку також можна обґрунтувати графічно (рис. 2.2). Оскільки коефіцієнт асиметрії становить $-1,45$, ця гіпотеза підтверджується статистично.



Для аналізу тенденцій і закономірностей динаміки чисельності населення регіону доцільно побудувати дискретний ряд розподілу ланцюгових темпів приросту, які є варіантами такого ряду, а частотою визна-

чити кількість років з відповідним темпом приросту (рис. 2.3). Таким чином, модальний темп приросту становить – 0,4% (частота 6 років), водночас частоту 4 роки мають темпи приросту –0,6%, –0,2%, 0,2%, 0,3%, 0,6%, а частоту 3 роки –0,3%, –0,1%, 0%, 0,1%, 0,4%. Із 56 обчислених темпів приросту 43 (77%) перебувають у межах від –0,6% до 0,6%. Отже, можна зробити висновок про те, що для динаміки середньорічної чисельності населення області не є характерними значні стрибкоподібні зміни, а доволі помірні, що відображає плавна траєкторія графіка.



З точки зору системного підходу міське і сільське населення є підсистемами, які мають власні закономірності формування і розвитку. Це зумовлює суттєві відмінності у тенденціях і закономірностях динаміки демографічних параметрів, зокрема середньорічної чисельності міського і сільського населення (див. рис. 2.1). Загалом у досліджуваному періоді сформувалася тенденція до зростання чисельності міського та скорочення чисельності сільського населення, що зумовило помітне зменшення відмінностей між цими показниками та значні структурні зрушення. Так, якщо у 1950 р. на 1000 осіб сільського населення припадало 127 міських жителів, а питома вага сільського і міського населення становила 89% і 11%, то в 1975 р. ці показники вже дорівнювали 387 осіб, 72% і 28%, а у 2000 р. – відповідно 794 особи, 56% і 44%.

Розраховані ланцюгові абсолютні прирости і темпи приросту, а також середньорічні показники за десятирічні періоди (табл. 2.4) свідчать, що доволі швидке збільшення чисельності міського населення змінилося

спочатку повільним зростанням, а починаючи з 1999 р. – її зменшенням. Максимального значення чисельність міського населення досягла в 1998 р. – 512,5 тис. осіб, а в XXI ст. вона зменшилася з 512,2 тис. до 476,2 тис., або на 7%.

Таблиця 2.4

Середньорічні показники динаміки чисельності міського населення Тернопільської області*

Роки	Середньорічна чисельність, тис. осіб	Середньорічний абсолютний приріст, тис. осіб	Середньорічний темп приросту, %
1950–1960	142,7	8,0	5,3
1961–1970	252,1	6,3	2,6
1971–1980	329,1	11,7	3,7
1981–1990	446,8	11,2	2,6
1991–2000	508,8	1,6	0,3
2001–2006	481,9	-2,8	-0,6

*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Для виокремлення тенденцій і закономірностей динаміки чисельності міського населення регіону ми здійснили відповідну періодизацію за наведеними критеріями (табл. 2.5), де для кожного періоду розраховали середні показники динаміки та динамічної варіації.

Таблиця 2.5

Середньорічні показники динаміки та динамічної варіації чисельності міського населення*

Період	Тривалість періоду, років	Середньорічна чисельність населення, тис. осіб	Середньорічний абсолютний приріст, тис. осіб	Середньорічний темп приросту, %	Середнє квадратичне відхилення, тис. осіб	Коефіцієнт варіації, %
1950–1957	8	128,0	3,8	2,9	8,7	6,8
1958–1961	4	190,9	18,0	10,0	23,0	12,0
1962–1968	7	250,5	8,5	3,4	20,2	8,0
1969–1971	3	274,3	-1,6	-0,6	1,6	0,6
1972–1988	17	383,1	12,8	6,5	61,3	16,0
1989–1998	10	503,8	3,4	0,7	10,8	2,1
1999–2006	8	489,3	-5,1	-1,0	14,4	2,9

*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Аналіз даних табл. 2.5 підтверджує, що є два періоди швидкого зростання чисельності міського населення – це 1958–1961 рр. із середньорічним темпом приросту 10% та 1972–1988 рр. із середньорічним темпом

приросту 6,5%. Цим періодам властива доволі значна динамічна варіація – відповідно 12% і 16%. Таким чином, можна висунути гіпотезу про наявність чітко вираженої тенденції (тренда). Крім цього, три періоди характеризуються відносно повільним збільшенням чисельності міського населення – 1950–1957 рр. (середньорічний темп приросту становить 2,9%), 1962–1968 рр. (3,4%) і 1989–1998 рр. (0,7%). Значно меншою порівняно з раніше наведеними періодами є динамічна варіація – відповідно 6,8, 8,0 і 2,1%. Протягом двох періодів спостерігалось повільне зменшення чисельності міського населення – це 1969–1971 рр. (у середньому – 0,6% щорічно) та 1999–2006 рр. (1%).

Для побудови динамічного ряду розподілу виконаємо групування середньорічної чисельності міського населення з виокремленням дев'яти груп (табл. 2.6).

За даними табл. 2.6 модальна чисельність міського населення дорівнює:

$$Y_{mo} = 450 + 50 \times \frac{12 - 7}{(12 - 7) + (12 - 9)} = 486,4 \text{ тис. осіб.}$$

Медіанна чисельність становить: $Y_{me} = 350 + 50 \times \frac{\frac{57}{2} - 28}{4} = 356,3 \text{ тис. осіб.}$

Середнє значення протягом 1950–2006 рр. має величину: $\bar{Y} = \frac{\sum Y}{n} = 347,9 \text{ тис. осіб.}$

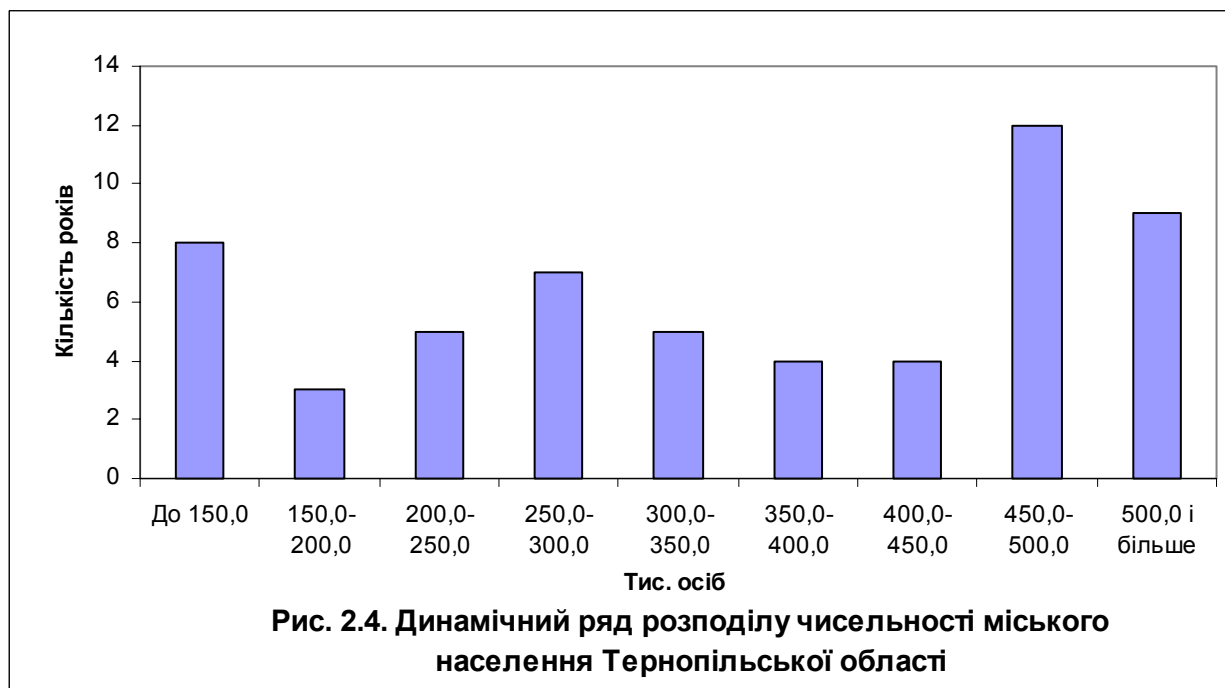
Таблиця 2.6

Динамічний розподіл середньорічної чисельності міського населення Тернопільської області*

Середньорічна чисельність міського населення, тис. осіб	Кількість років з відповідною чисельністю населення	У процентах до загального періоду
До 150,0	8	14,0
150,0–200,0	3	5,3
200,0–250,0	5	8,8
250,0–300,0	7	12,3
300,0–350,0	5	8,8
350,0–400,0	4	7,0
400,0–450,0	4	7,0
450,0–500,0	12	21,0
500,0 і більше	9	15,8

*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Гістограма динамічного розподілу чисельності міського населення (рис. 2.4) не дає підстав стверджувати про наявність вираженої асиметрії, хоча співвідношення вищенаведених характеристик центру розподілу ($Y_{mo} > Y_{me} > \bar{Y}$) та коефіцієнт асиметрії, який становить $-0,29$, відображають помірну лівобічну асиметрію. Слід також зазначити, що середньорічна чисельність міського населення 450 тис. осіб і більше спостерігалася протягом 21 з 57 років, що становить 37% від усього періоду.



Побудова ряду розподілу темпів приросту чисельності міського населення (рис. 2.5) відображає їхню переважну концентрацію в інтервалі від -1% до 4% (загальна частота 44 роки з 57, тобто 77%). Модальний темп приросту перебуває в інтервалі $3-4\%$, а мода дорівнює:

$$T_{mo} = 3 + 1 \times \frac{12 - 7}{(17 - 7) + (12 - 1)} = 3,3\%$$

Разом із тим, цей ряд розподілу можна класифікувати як дво- або навіть тримодальний, оскільки є три максимальних частоти – 12, 10 і 9 років, що свідчить про відносну стабільність динаміки чисельності міського населення.



Динаміка чисельності сільського населення регіону характеризується наявністю тенденції до зменшення, про що свідчать середньорічні показники, обчислені за десятиріччя (табл. 2.7), а також лінійний графік (див. рис. 2.1).

Таблиця 2.7

Середньорічні показники динаміки чисельності сільського населення Тернопільської області*

Роки	Середньорічна чисельність, тис. осіб	Середньорічний абсолютний приріст, тис. осіб	Середньорічний темп приросту, %
1950–1960	916,6	-2,9	-0,3
1961–1970	895,4	-2,5	-0,3
1971–1980	840,0	-11,9	-1,4
1981–1990	713,0	-10,4	-1,4
1991–2000	662,6	-4,0	-0,6
2001–2006	645,0	-4,5	-0,7

*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Проте протягом 1950–2006 рр. можна виокремити певні періоди з відмінними закономірностями динаміки чисельності сільського населення: доволі швидке зменшення – 1950–1953 і 1973–1988 рр. з середньорічними темпами відповідно $-1,6\%$ і $-1,7\%$; помірне зменшення – 1954–1957, 1989–2000 і 2001–2006 рр. з середньорічними темпами відповідно $-0,7\%$, $-0,6\%$ і $-0,7\%$; повільного зменшення – 1958–1972 рр. із середньорічним темпом $-0,3\%$; помірного зростання – 1954–1957 рр. з середньорічним темпом приросту $0,7\%$ (табл. 2.8).

Таблиця 2.8

Середньорічні показники динаміки та динамічної варіації чисельності сільського населення*

Період	Тривалість періоду, років	Середньорічна чисельність населення, тис. осіб	Середньорічний абсолютний приріст, тис. осіб	Середньорічний темп приросту, %	Середнє квадратичне відхилення, тис. осіб	Коефіцієнт варіації, %
1950–1953	4	911,5	–14,8	–1,6	20,5	2,3
1954–1957	4	925,4	6,6	0,7	10,1	1,1
1958–1972	15	898,0	–2,3	–0,3	11,2	1,3
1973–1988	16	773,7	–13,4	–1,7	65,4	8,5
1989–2000	12	666,4	–4,1	–0,6	13,9	2,1
2001–2006	6	645,0	–4,5	0,7	8,8	1,4

*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Для визначення закономірностей зміни чисельності сільського населення області виконаємо групування з рівними інтервалами з виокремленням семи груп. Таким чином, частотами одержаного динамічного ряду розподілу є кількість років з відповідною чисельністю та питома вага у загальній кількості рівнів ряду динаміки (табл. 2.9).

Аналіз даних табл. 2.9 та гістограми розподілу (рис. 2.6) дає змогу вказати на наявність двомодального динамічного розподілу, при цьому на перші дві групи з чисельністю сільського населення 600,0–700,0 тис. осіб припадає 36,8% від загальної кількості років, а на дві останні групи з чисельністю 850,0 тис. і більше – 43,9%.

Таблиця 2.9

Динамічний розподіл середньорічної чисельності сільського населення Тернопільської області*

Середньорічна чисельність сільського населення, тис. осіб	Кількість років з відповідною чисельністю населення	У відсотках до загального періоду
600,0–650,0	8	14,0
650,0–700,0	13	22,8
700,0–750,0	3	5,3
750,0–800,0	4	7,0
800,0–850,0	4	7,0
850,0–900,0	12	22,8
900,0 і більше	13	22,8

*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Таким чином, можна розрахувати дві модальні чисельності сільського населення:

$$Y_{mo}^1 = 650 + 50 \times \frac{13 - 8}{(13 - 8) + (13 - 3)} = 673,3 \text{ тис. осіб};$$

$$Y_{mo}^2 = 900 + 50 \times \frac{13 - 12}{(13 - 12) + (13 - 0)} = 903,6 \text{ тис. осіб}.$$

Медіанна чисельність сільського населення протягом 1950–2006 рр. становить:

$$Y_{me} = 800 + 50 \times \frac{\frac{57}{2} - 28}{4} = 806,3 \text{ тис. осіб}.$$



Оскільки ряд динамічного розподілу чисельності сільського населення є двомодальним, вважаємо доцільним вихідний ряд динаміки розділити на два підперіоди: 1950–1978 рр. з чисельністю понад 800,0 тис. осіб і частотою 29 років; 1979–2006 рр. з чисельністю менше 800,0 тис. осіб і частотою 28 років. Для кожного підперіоду визначимо середню і медіану:

$$\bar{Y}_1 = 891,6 \text{ тис. осіб}; \quad \bar{Y}_2 = 685,9 \text{ тис. осіб};$$

$$Y_{me}^1 = 897,4 \text{ тис. осіб}; \quad Y_{me}^2 = 670,9 \text{ тис. осіб}.$$

Коефіцієнти асиметрії для першої і другої частин відповідно дорівнюють $K_a^1 = -1,03$ і $K_a^2 = 1,19$. Отже, в першому разі маємо значну лівобічну, а в другому – значну правобічну асиметрії.

З метою перевірки суттєвості відмінностей одержаних середніх величин для двох частин ряду динаміки використаємо двовибірковий t-тест з різними дисперсіями. За результатами розрахунків, t-статистика дорівнює 19,3, критичне значення при числі ступенів вільності 47 і рівні значимості 0,05 становить 1,68, отже, відмінність між середніми є суттєвою.

Для виявлення закономірностей інтенсивності динаміки чисельності сільського населення регіону побудуємо ряд розподілу і гістограму темпів приросту, створивши 11 рівних інтервалів (рис. 2.7).



Одержаний ряд розподілу є одномодальним, а модальний темп приросту дорівнює:

$$T_{mo} = (-0,5) + (-0,5) \times \frac{16 - 7}{(16 - 7) + (16 - 12)} = -0,85\%$$

Слід зауважити, що на інтервал темпів приросту від 0 до –1% припадає 28 років або 49% від загального досліджуваного періоду. Таким чином, для динаміки чисельності сільського населення характерною є тенденція до його помірною зменшення.

2.3. Порівняльний аналіз динаміки абсолютних показників природного руху міського і сільського населення регіону

Динаміка чисельності населення регіону значною мірою зумовлюється природним приростом, який є різницею між кількістю народжених і кількістю померлих. Таким чином, закономірності та тенденції зміни у часі природного приросту визначаються закономірностями і тенденціями динаміки кількості народжених і кількості померлих.

Протягом 1950–2006 рр. у Тернопільській області сформувалися тенденції до зменшення кількості народжених і зростання кількості померлих, що привело до відповідних змін природного приросту населення (рис. 2.8).

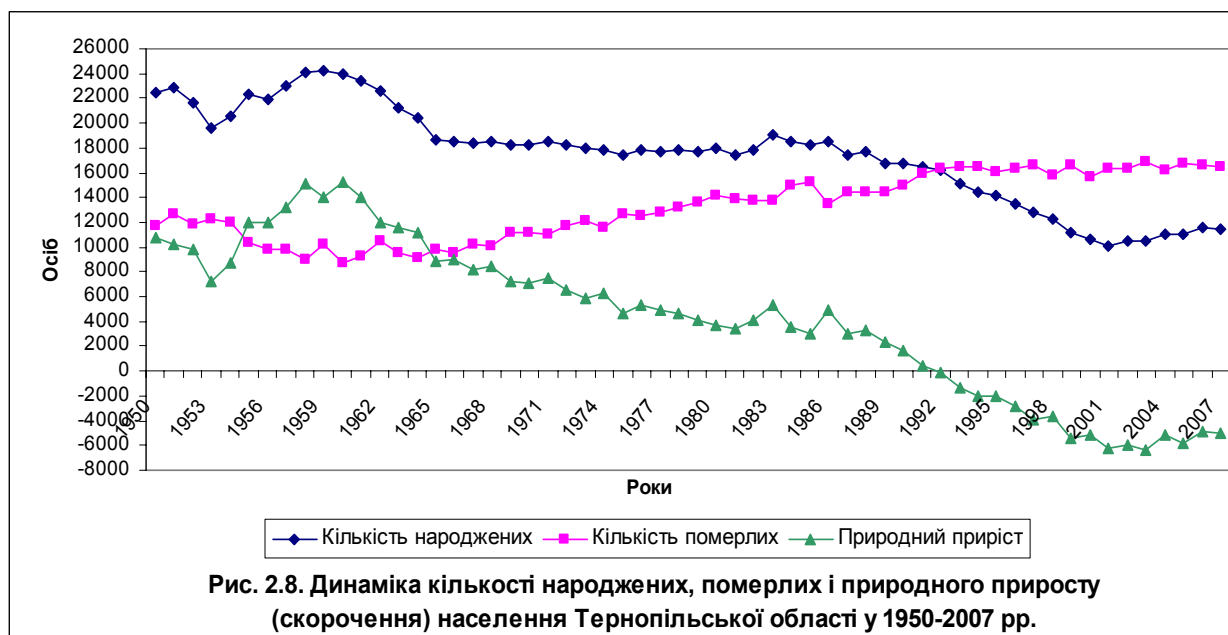


Рис. 2.8. Динаміка кількості народжених, померлих і природного приросту (скорочення) населення Тернопільської області у 1950-2007 рр.

Проте в межах досліджуваного періоду можна виокремити підперіоди, яким властиві відмінні закономірності динаміки названих показників. Так, протягом 1953–1961 рр. кількість народжених зростала і досягла максимального значення у 1959 р. – 24255 осіб, водночас кількість померлих зменшувалася і досягла мінімальної величини у 1960 р. – 8775 осіб. Відповідно природний приріст населення швидко збільшувався і досяг максимального рівня 14–15 тис. осіб у 1958–1961 рр. Таким чином, у цей короткотривалий період ситуацію можна класифікувати як «демографічний вибух». Починаючи з 1962 р., закономірності та тенденції динаміки показників кардинально змінилися – кількість народжених

почала швидко зменшуватися (за винятком двох нетривалих періодів зростання, зумовлених явищем амортизації), а кількість померлих помітно збільшилась, що призвело до стрімкого скорочення природного приросту населення, а починаючи з 1992 р. – до від’ємних його значень, тобто виникло явище депопуляції.

Для ґрунтовнішого аналізу тенденцій і закономірностей формування чисельності населення регіону виконаємо періодизацію з інтервалом 10 років та обчислимо середні показники динаміки (табл. 2.10).

Таблиця 2.10

Динаміка кількості народжених, померлих і природного приросту населення Тернопільської області*

Періоди	Кількість народжених			Кількість померлих			Природний приріст (+), скорочення (-)		
	Середньорічна кількість, осіб	Середньорічний приріст, осіб	Середньорічний темп приросту, %	Середньорічна кількість, осіб	Середньорічний приріст, осіб	Середньорічний темп приросту, %	Середньорічна кількість, осіб	Середньорічний приріст, осіб	Середньорічний темп приросту, %
1950–1960	22427	153	0,7	10775	-290	-2,8	11652	444	3,5
1961–1970	19833	-572	-2,7	10052	207	2,1	9781	-779	-7,4
1971–1980	17908	-67	-0,4	12550	351	2,8	5358	-418	-7,4
1981–1990	17820	-75	-0,4	14346	124	0,9	3473	-199	-7,8
1991–2000	13667	-351	-4,8	16245	-31	-0,2	-2578	-620	-211,7
2001–2006	10796	304	2,8	16500	52	0,3	-5705	252	4,5

*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

За даними табл. 2.10 можна зробити висновки, що період збільшення кількості народжених і зменшення кількості померлих з високим і зростаючим природним приростом населення змінив період швидкого скорочення значень першого показника і зростання другого, що призвело до стрімкого скорочення природного приросту. Далі швидкість зменшення кількості народжених уповільнилася, а померлих дещо збільшилася, що супроводжувалося високими темпами скорочення природного приросту, а протягом 1991–2000 рр. швидкими темпами зростала депопуляція (природне скорочення). Проте з 2001 р. до 2006 р. за рахунок зростання кількості народжених величина цього явища зменшилася (з –6194 у 2001 р. до –4933 у 2006 р.).

Порівняльний аналіз динаміки вищезазначених показників у 1950–2006 рр. дав змогу виявити суттєві відмінності закономірностей їхньої динаміки у міських поселеннях і сільській місцевості (дод. Б). Так, кількість народжених у сільській місцевості протягом 1958–1959 рр. досягла максимуму (відповідно 20672 і 20700 осіб), а надалі постійно зменшувалася з різною швидкістю, але тривалий період була значно більшою, ніж у міських поселеннях, де кількість народжених зростала і досягла максимального значення у 1988 р. – 8566 осіб, у 1989 р. значення показника майже зрівнялися – відповідно 8323 і 8467 осіб (рис. 2.9). Після цього простежується тенденція до зменшення кількості народжених в обох субнаселеннях, але більш інтенсивно у міських поселеннях. Проте протягом останнього періоду вона змінилася у бік зростання.

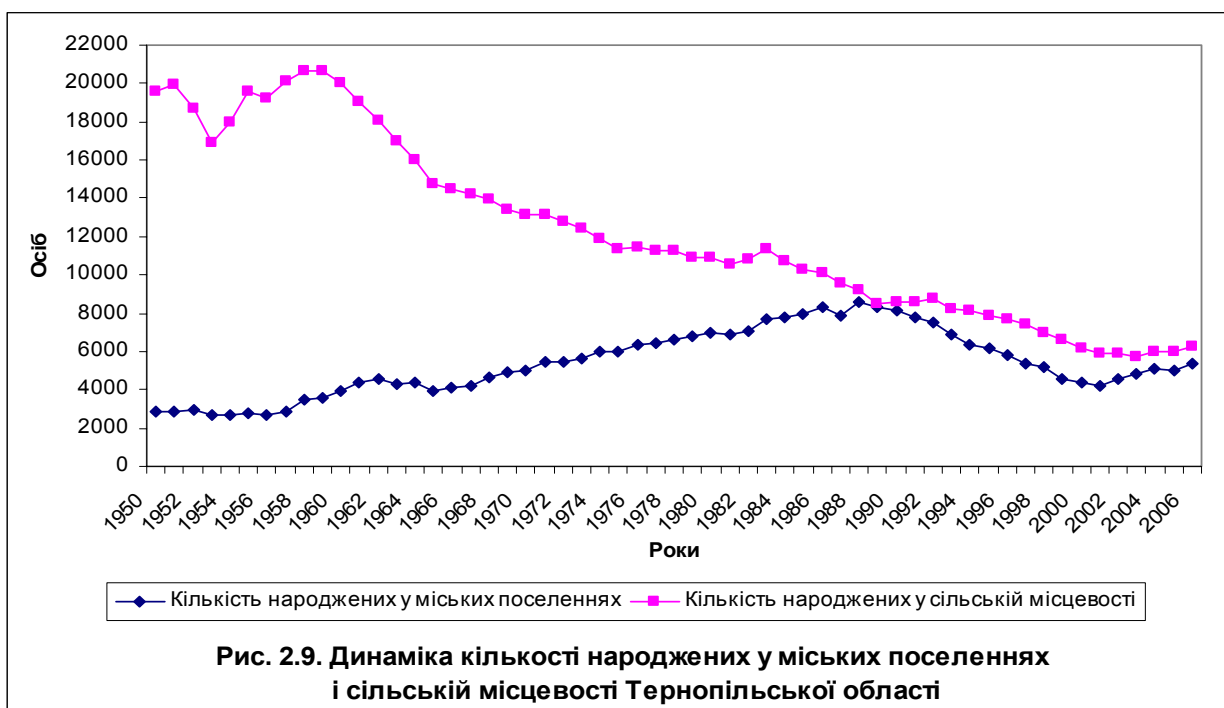


Рис. 2.9. Динаміка кількості народжених у міських поселеннях і сільській місцевості Тернопільської області

Порівняння динаміки кількості народжених у міських поселеннях і сільській місцевості за десятирічні інтервали (табл. 2.11) також підтверджує наявність різних тенденцій, що виявляється у розбіжності середніх показників динаміки.

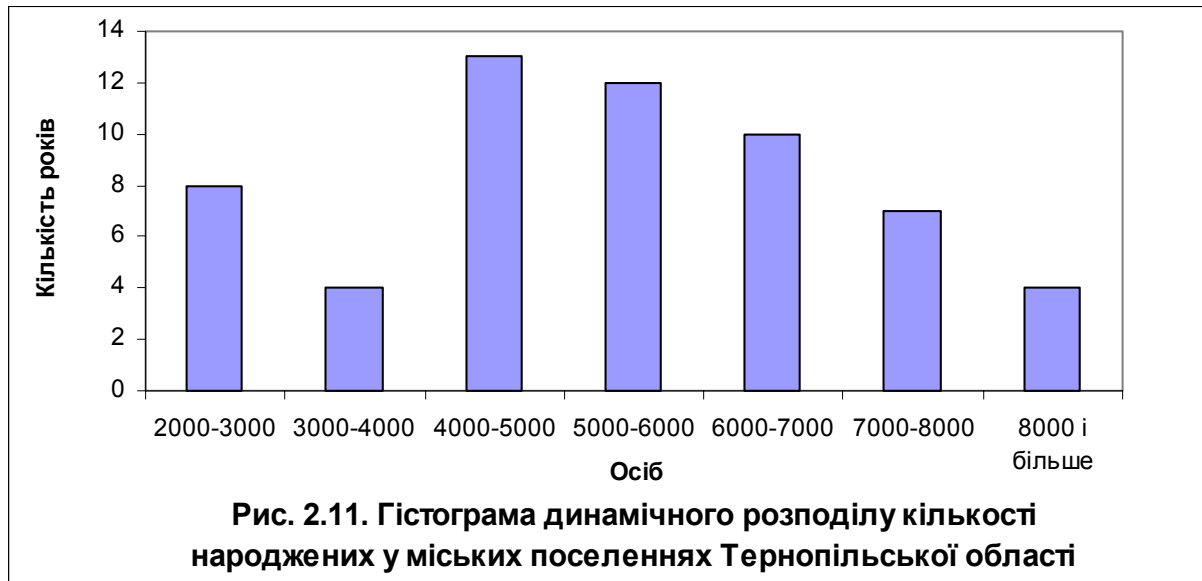
Середньорічні показники динаміки кількості народжених у міських поселеннях і сільській місцевості Тернопільської області*

Періоди	Кількість народжених у міських поселеннях			Кількість народжених у сільській місцевості		
	Середньорічна кількість, осіб	Середньорічний приріст, осіб	Середньорічний темп приросту, %	Середньорічна кількість, осіб	Середньорічний приріст, осіб	Середньорічний темп приросту, %
1950–1960	3032	105	3,1	19395	48	0,2
1961–1970	4430	77	1,7	15403	-649	-4,0
1971–1980	6166	173	2,8	11742	-240	-2,0
1981–1990	7949	140	1,9	9971	-215	-2,2
1991–2000	6020	-379	-6,2	7647	-272	-3,6
2001–2006	4964	233	5,0	5957	71	1,2

*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Різні тенденції та закономірності динаміки призвели до значних структурних зрушень і зміни співвідношення кількості народжених у міських поселеннях і сільській місцевості. Якщо у 1950 р. питома вага народжених у сільській місцевості становила 87,1%, а на 1000 народжених припадало 148 народжених у міських поселеннях, то у 1960 р. ці показники відповідно становили 83,6% і 197 народжених, у 1970 р. – 72,3% і 383 народжених, у 1980 р. – 61,1% і 638 народжених, у 1990 р. – 58,3% і 714 народжених, у 2006 р. – 53,7% і 863 народжених у міських поселеннях. Отже, до 1980-х рр. динаміка кількості народжених в області переважно визначалася швидкістю змін у сільській місцевості, а протягом останніх 20–25 років суттєво зросла роль міських поселень у формуванні регіональних тенденцій народжуваності.

Для порівняльного аналізу закономірностей динаміки кількості народжених за субнаселеннями використаємо динамічні ряди розподілу з рівними інтервалами. У міських поселеннях маємо одномодальний розподіл (рис. 2.11), який характеризується високою концентрацією у центральних групах – кількість народжених в інтервалі 4000–7000 спостерігалася протягом 34 років (60% від загального досліджуваного періоду).



Модальна кількість народжених у міських поселеннях становила:

$$Y_{mo} = 4000 + 1000 \times \frac{13 - 4}{(13 - 4) + (13 - 11)} = 4818 \text{ осіб.}$$

Медіанна кількість народжених дорівнювала:

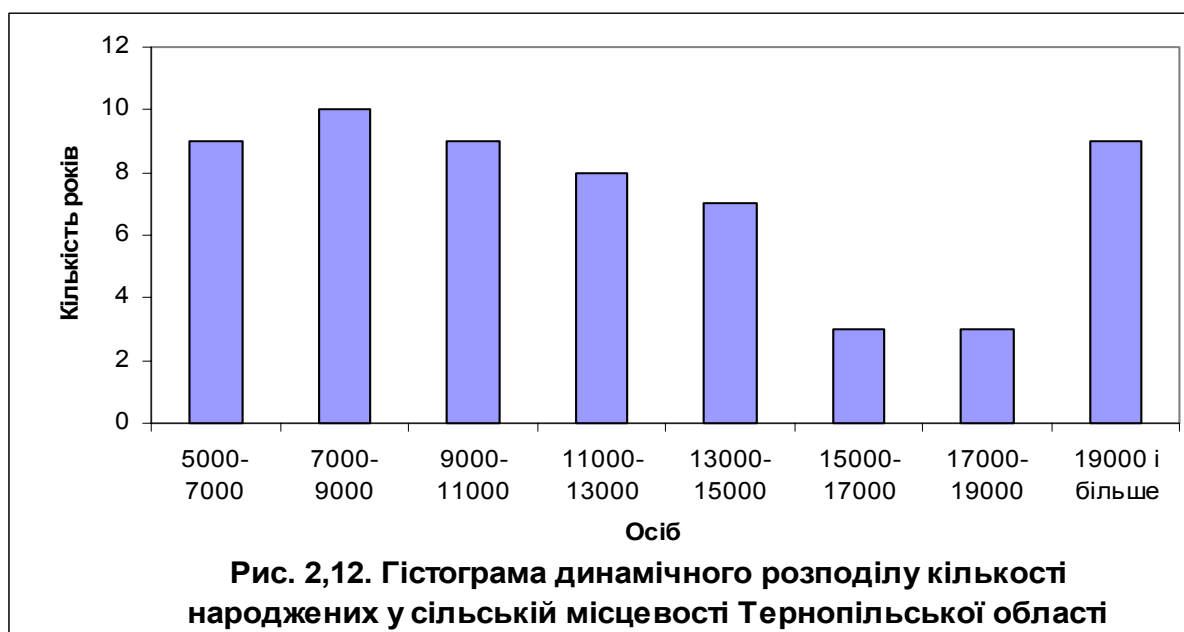
$$Y_{me} = 5000 + 1000 \times \frac{\frac{57}{2} - 25}{11} = 5318 \text{ осіб.}$$

Середньорічна кількість народжених була такою:

$$\bar{Y} = \frac{\sum Y}{n} = 5386 \text{ осіб.}$$

Порівняння значень цих характеристик центру розподілу свідчить про правобічну асиметрію, що підтверджується значенням коефіцієнта асиметрії ($Ka=0,138$).

У сільській місцевості динамічний ряд розподілу кількості народжених (рис. 2.12) є двомодальним, тому доцільно здійснювати аналіз двох його частин окремо – із значеннями варіант до 15000 та 15000 і більше (табл. 2.12). Дані табл. 2.12 підтверджують, що перша частина характеризується слабкою правобічною, а друга – дуже значною лівобічною асиметріями.



Таблиця 2.12

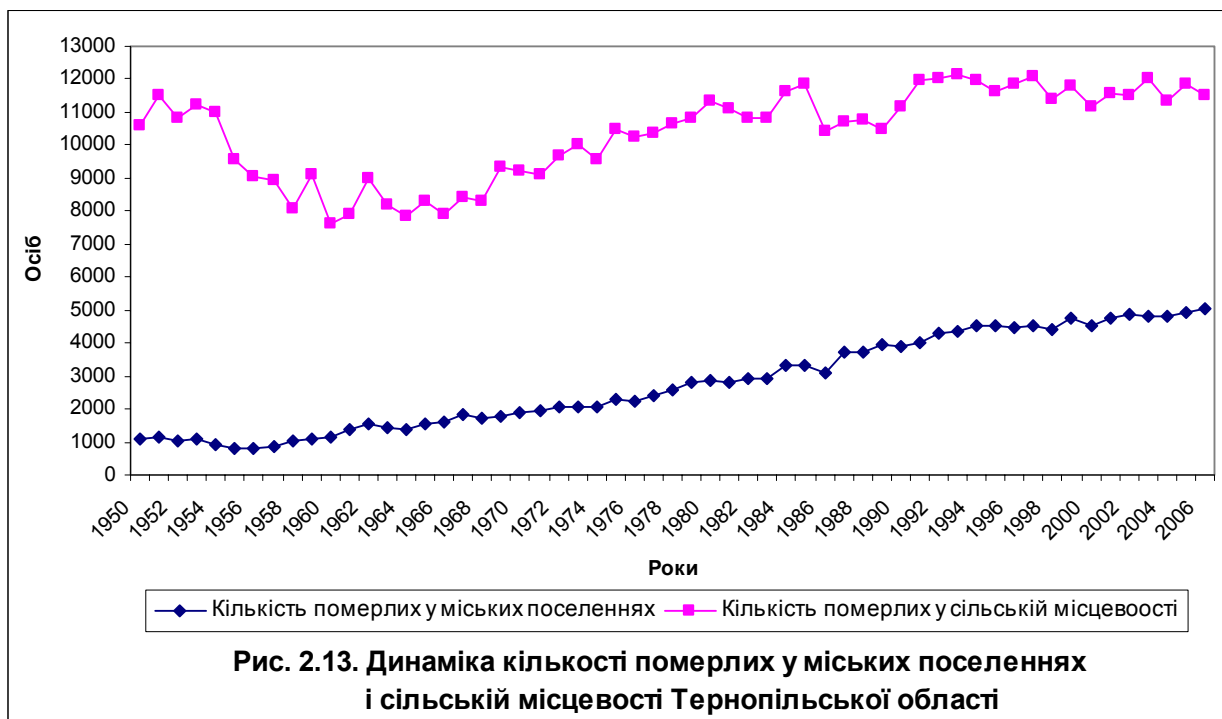
Характеристики центру динамічного розподілу кількості народжених у сільській місцевості*

Показники	До 15000 (перша частина)	15000 і більше (друга частина)
Мода	8333	19400
Медіана	10183	19208
Середня	9840	18895
Коефіцієнт асиметрії	0,067	-0,651
Кількість років	42	15

*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Аналіз закономірностей динаміки кількості померлих у міських поселеннях і сільській місцевості також дає змогу виявити значні відмінності кількісного та якісного характеру (дод. В). По-перше, якщо кількість народжених протягом останніх двадцяти років зрівнялася, то померлих у сільській місцевості залишається у 2–3 рази більше, ніж у міських поселеннях (рис. 2.13). По-друге, середні показники динаміки, які розраховано за десятирічні періоди, відображають певні відмінності у тенденціях і закономірностях зміни у часі кількості померлих (табл. 2.13). Якщо кількість померлих міських жителів, крім короткотривалого періоду першої половини 1950-х рр., коли показник зменшувався і досяг мінімального значення у 1956 р. – 785 осіб, характеризується чіткою тенденцією до зростання з максимальним значенням у 2006 р. – 5038 померлих,

то у сільського населення зменшення кількості померлих змінювалося на збільшення і навпаки, тобто значення показника коливалося.



Таблиця 2.13

Середньорічні показники динаміки кількості померлих у міських поселеннях і сільській місцевості Тернопільської області*

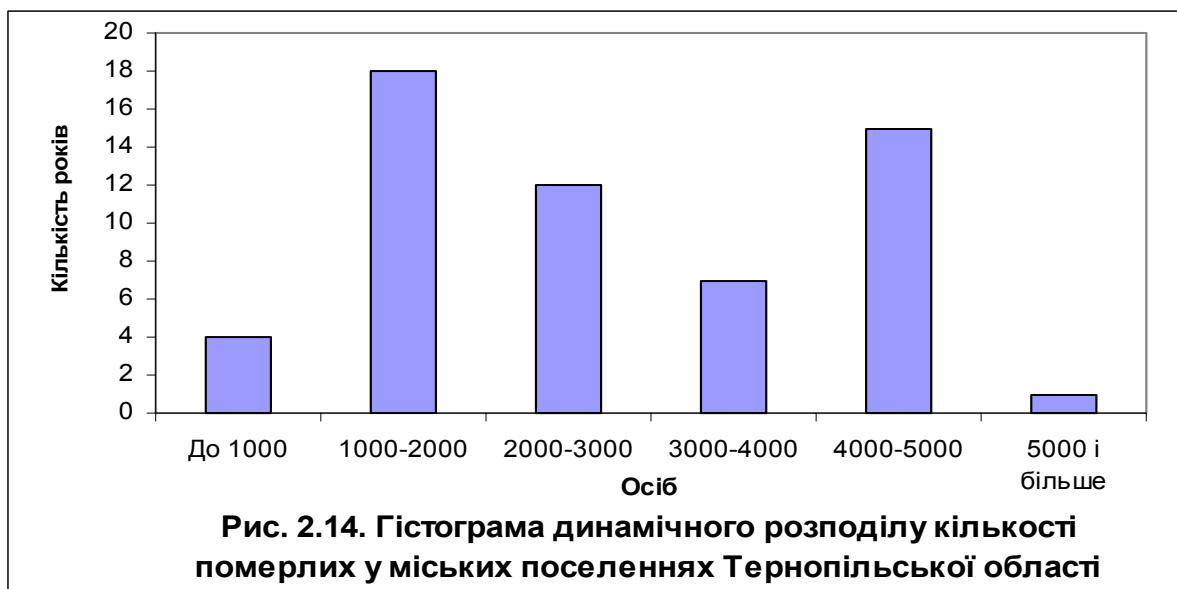
Періоди	Кількість померлих у міських поселеннях			Кількість померлих у сільській місцевості		
	Середньорічна кількість, осіб	Середньорічний приріст, осіб	Середньорічний темп приросту, %	Середньорічна кількість, осіб	Середньорічний приріст, осіб	Середньорічний темп приросту, %
1950–1960	997	7	0,6	9778	-297	-3,2
1961–1970	1609	61	3,8	8444	147	1,7
1971–1980	2326	102	4,4	10225	249	2,5
1981–1990	3373	116	3,6	10974	8	0,1
1991–2000	4435	60	1,4	11810	-90	-0,8
2001–2006	4874	57	1,2	11626	-5	0

*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

По-третє, у міських поселеннях максимальна кількість померлих перевищує мінімальну в 6,4 разу, а у сільській місцевості – лише в 1,6 разу, отже, варіація у часі першого показника більш значна, ніж остан-

нього. У міських поселеннях кількість померлих, починаючи з 1957 р., уперше подвоїлася у 1967 р., удруге – у 1988 р., а за 1988–2006 рр. збільшилася в 1,4 разу. У сільській місцевості з 1960 р. (у цей період зафіксовано мінімальну кількість померлих – 7644 особи) перше перевищення 10-тисячної величини відбулося у 1973 р., далі значення показника коливалися на рівні від 10 тис. до 12 тис. і лише чотири рази були більшими, ніж 12 тис. померлих.

Порівняльний аналіз динамічних рядів розподілу кількості померлих у міських і сільських населеннях також свідчить про відмінності тенденцій і закономірностей зміни у часі. Динамічний ряд розподілу кількості померлих у міських поселеннях є двомодальним (рис. 2.14), тому доцільно окремо оцінювати характер розподілу у двох частинах – до 3000 померлих і понад 3000 (табл. 2.14).



Таблиця 2.14

Характеристики центру динамічного розподілу кількості померлих у міських поселеннях*

Показники	До 3000 (перша частина)	Понад 3000 (друга частина)
Мода	1700	4364
Медіана	1722	4390
Середня	1735	4289
Коефіцієнт асиметрії	0,373	-0,706
Кількість років	34	23

*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Таким чином, перша частина має правобічну, а друга – значну лівобічну асиметрії. У сільській місцевості динамічний ряд розподілу кількості померлих є одномодальним (рис. 2.15), при цьому характеристики центру розподілу свідчать про наявність певної лівобічної асиметрії:

$$Y_{mo} = 11000 + 1000 \times \frac{20 - 14}{(20 - 14) + (20 - 4)} = 11272 \text{ особи};$$

$$Y_{me} = 10000 + 1000 \times \frac{\frac{57}{2} - 19}{14} = 10679 \text{ осіб};$$

$$\bar{Y} = \frac{\sum Y}{n} = 10383 \text{ особи}.$$

Коефіцієнт асиметрії, який становить $-0,579$, підтверджує вищезазначений висновок.

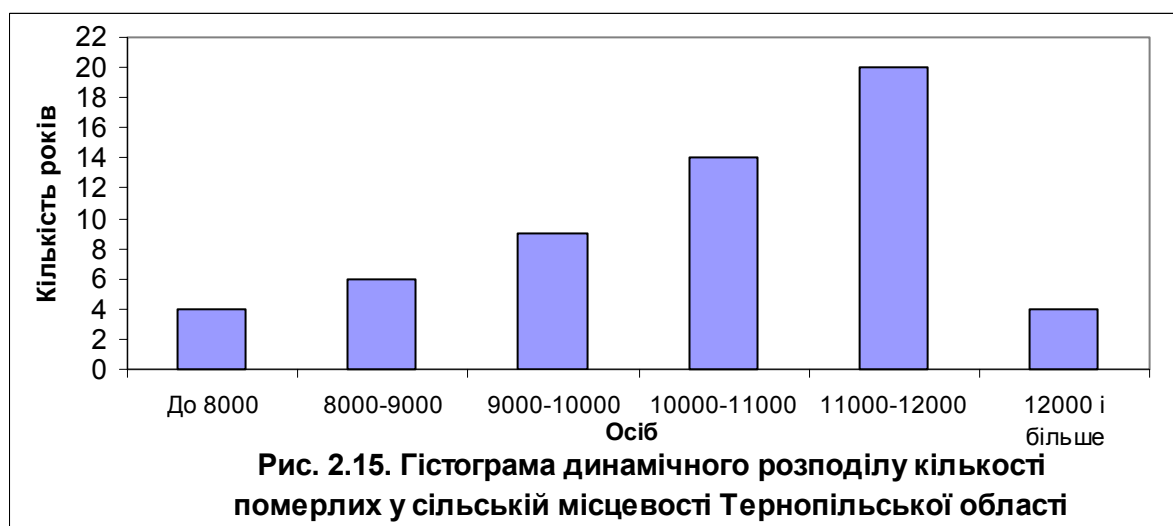


Рис. 2.15. Гістограма динамічного розподілу кількості померлих у сільській місцевості Тернопільської області

Динаміка природного приросту населення у міських поселеннях і сільській місцевості зумовлюється змінами у часі кількості народжених і померлих. Отже, априорі можна стверджувати, що тенденції та закономірності динаміки природного приросту міського і сільського населення мають відрізнятися, оскільки наявні різні, часто протилежні, напрямки зміни у часі показників, що його визначають (дод. Г).

Аналіз значень природного приросту населення у міських поселеннях у 1950–2006 рр., а також їхньої графічної інтерпретації (рис. 2.15), дає підстави для таких висновків. По-перше, додатний природний приріст міського населення змінився на від’ємний (депопуляцію) у 1999 р. Разом із цим, у сільській місцевості явище депопуляції виникло у 1980 р., тобто майже на двадцять років раніше.

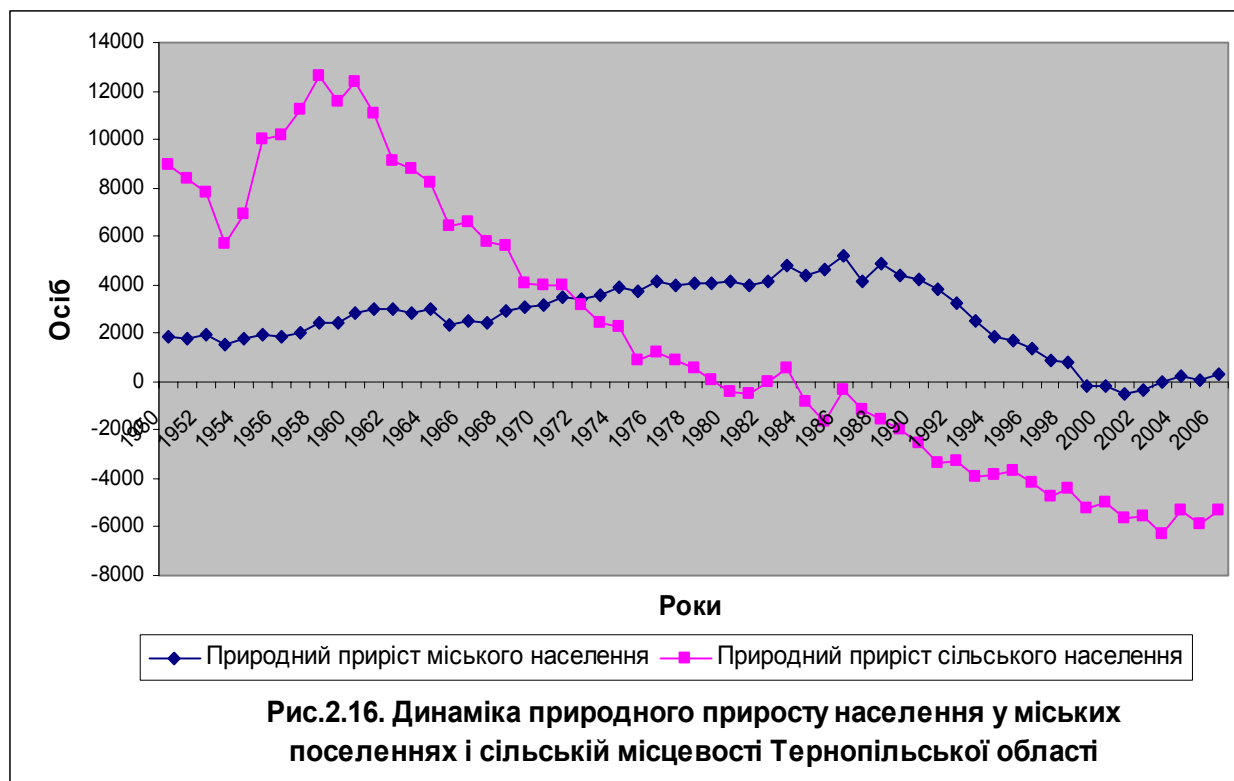


Рис.2.16. Динаміка природного приросту населення у міських поселеннях і сільській місцевості Тернопільської області

По-друге, у сільській місцевості природний приріст населення стрибкоподібно збільшився у 1955–1961 рр., а протягом наступних двадцяти років швидко зменшувався, а з 1984 р. сформувалася стійка тенденція до зростання розміру депопуляції (максимальний від’ємний природний приріст зафіксовано у 2003 р.: –6327 осіб). У міських поселеннях до 1986 р. зберігалася тенденція до збільшення природного приросту, проте у 1988 р. показник почав швидко зменшуватися. Протягом 1999–2003 рр. відбулась депопуляція, але у 2004–2006 рр. сформувався незначний позитивний природний приріст. Через протилежні тенденції динаміки в 1972 р. природний приріст міського і сільського населення зрівнявся (відповідно 3387 і 3153), а далі перший показник суттєво перевищував інший. Потретє, з 1980 р. до 1991 р. депопуляція сільського населення перекривалася додатним природним приростом міського населення, тому в регіоні зберігався природний приріст, а з 1992 р. ситуація кардинально змінилася і в області сформувалася тенденція до зростання від’ємного природного приросту, тобто збільшувалися масштаби депопуляції.

Аналіз закономірностей зміни у часі природного приросту міського населення (табл. 2.15) дає змогу визначити таких чотири періоди з відмінними тенденціями динаміки: 1950–1986 рр. – період збільшення позитивного природного приросту; 1987–1998 рр. – період зменшення пози-

тивного природного приросту; 1999–2003 рр. – період з від’ємним природним приростом; 2004–2006 рр. – період збільшення позитивного природного приросту.

Таблиця 2.15

Середньорічні показники динаміки природного приросту населення у міських поселеннях Тернопільської області*

Періоди	Кількість років	Середньорічне значення, осіб	Середньорічний приріст, осіб	Середньорічний темп приросту, %
1950–1986	37	3141	94	3,0
1987–1998	12	2807	–301	–14,0
1999–2003	5	–242	–36	–41,0
2004–2006	3	229	51	19,0

Динамічний ряд розподілу природного приросту міського населення (рис. 2.17) дає змогу зробити висновок, що протягом 32 років (56% від досліджуваного періоду) значення показника перебували в межах 1000–4000 осіб, а 14 років (25%) – у межах 4000–5000 осіб.

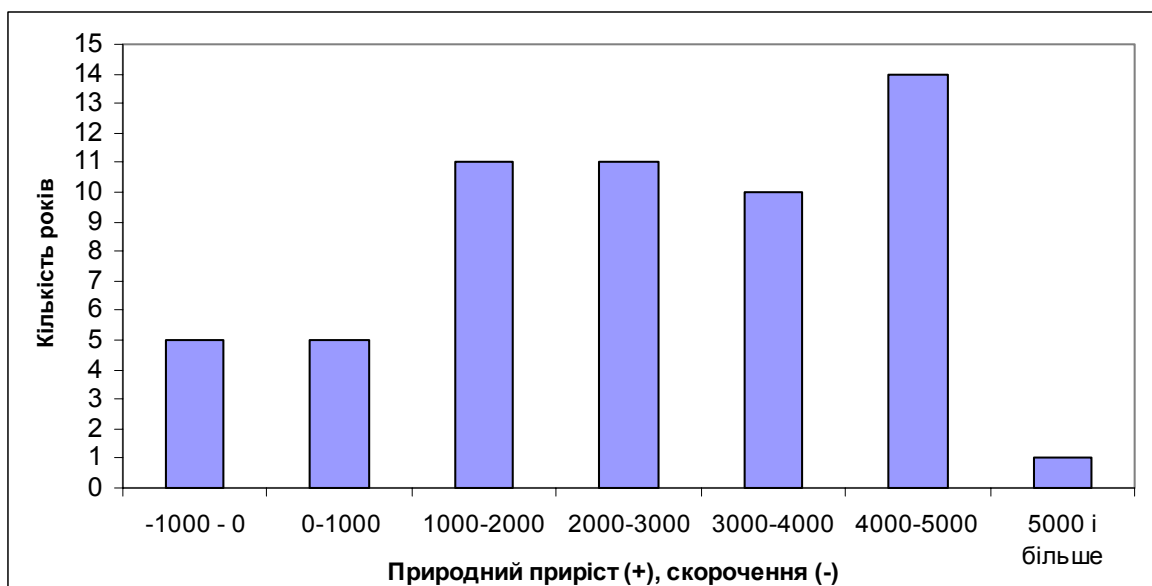


Рис. 2.17. Гістограма динамічного розподілу природного приросту міського населення Тернопільської області

Модальний природний приріст міського населення у 1950–2006 рр.

становить: $Y_{mo} = 4000 + 1000 \times \frac{14 - 10}{(14 - 10) + (14 - 1)} = 4235$ осіб.

Медіанний природний приріст дорівнює:

$Y_{me} = 2000 + 1000 \times \frac{\frac{57}{2} - 21}{11} = 2682$ особи.

Середньорічне значення було таким: $\bar{Y} = \frac{\sum Y}{n} = 2621$ особа.

Коефіцієнт асиметрії становить $-0,454$, що свідчить про значну лівобічну асиметрію, а коефіцієнт ексцесу $-0,66$ вказує на незначну плосковершинність динамічного ряду розподілу природного приросту міського населення.

Різні закономірності динаміки природного приросту сільського населення дають підстави для виокремлення періодів, які характеризуються відмінними тенденціями зміни у часі (табл. 2.16):

- 1950–1954 рр. – період зменшення позитивного природного приросту;
- 1955–1961 рр. – період максимального позитивного природного приросту;
- 1962–1979 рр. – період зменшення позитивного природного приросту;
- 1980–1998 рр. – період збільшення від’ємного природного приросту;
- 1999–2003 рр. – період максимального від’ємного природного приросту;
- 2004–2006 рр. – період зменшення від’ємного природного приросту.

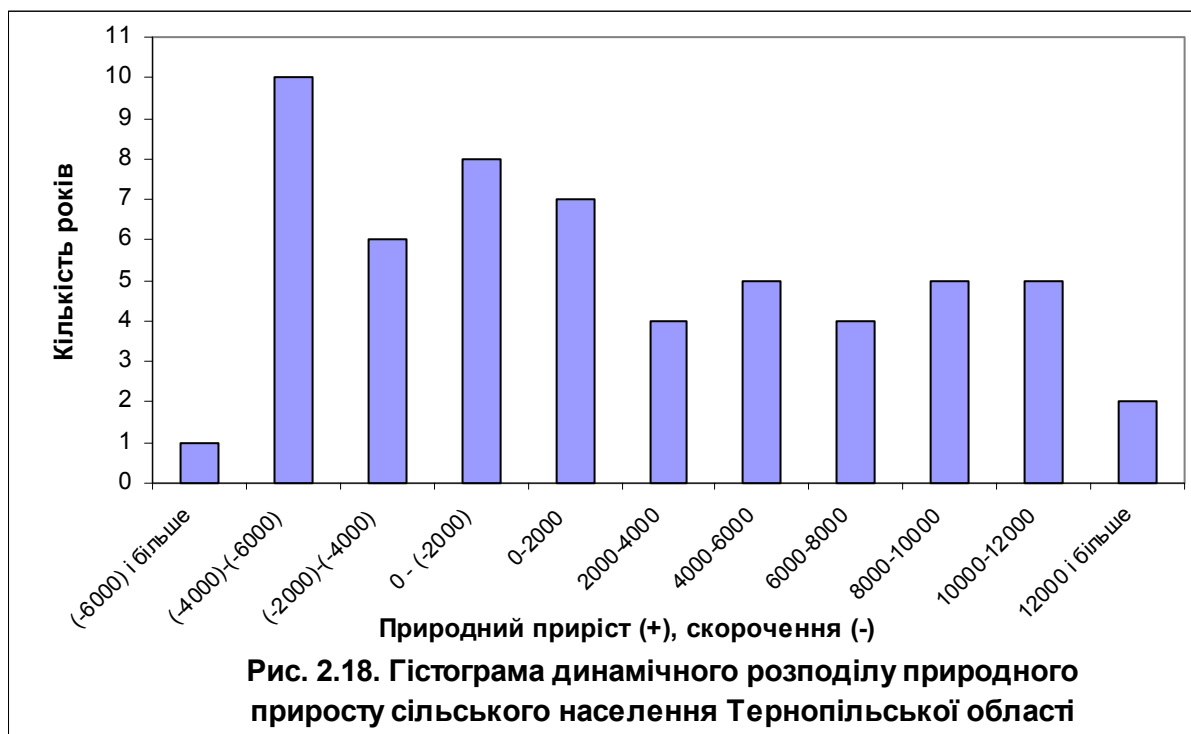
Таблиця 2.16

Середньорічні показники динаміки природного приросту населення у сільській місцевості Тернопільської області*

Періоди	Кількість років	Середньорічне значення, осіб	Середньорічний приріст, осіб	Середньорічний темп приросту, %
1950–1954	5	7558	-502	-6,2
1955–1961	7	11300	177	1,7
1962–1979	18	4114	-528	-23,2
1980–1998	19	-2201	-216	14,4
1999–2003	5	-5551	-280	5,0
2004–2006	3	-5491	26	-0,5

*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Динамічний ряд розподілу природного приросту сільського населення регіону (рис. 2.18) свідчить про те, що природне зменшення останнього відбувалося протягом 25 років, а максимальна кількість років припадає на інтервал (-4000) – (-6000) , позитивний природний приріст має частоту 22 роки, при цьому частоти розподілилися рівномірно, за винятком останнього інтервалу. На наш погляд, у такому разі доцільно обчислювати характеристики динамічного розподілу окремо для від’ємних і додатних варіант (табл. 2.17).



Таблиця 2.17

Характеристики динамічного розподілу природного приросту сільського населення Тернопільської області*

Показники	Значення природного приросту сільського населення	
	<0	>0
Мода	-5385	1400
Медіана	-3700	6505
Середня	-3187	6365
Коефіцієнт асиметрії	0,277	-0,07
Коефіцієнт ексцесу	-1,31	-1,16
Кількість років	25	22

*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

До природного руху населення належать шлюбність і розлучуваність, які характеризуються кількістю зареєстрованих шлюбів і розлучень за календарний рік по регіону загалом, а також у міських поселеннях і сільській місцевості зокрема (дод. Д, Е).

У 1950–2006 рр. динаміка кількості зареєстрованих шлюбів у Тернопільській області характеризується відсутністю чітко вираженої тенденції (рис. 2.19), про що свідчить значна варіація абсолютних приростів і темпів приросту. Починаючи з 1980 р., цьому показнику властиві чітко виражені коливання, пов'язані з високосними роками – на ці періоди припадає менше зареєстрованих шлюбів, ніж на попередній і наступний,

що призводить до формування чотирирічних циклів. До середини 1980-х рр. наявні значні відмінності закономірностей динаміки кількості укладених шлюбів у міських поселеннях і сільській місцевості, оскільки в першому разі значення показника мали тенденцію до збільшення, а в іншому – до зменшення. Проте, починаючи з 90-х рр. ХХ ст., динаміка цих показників в абсолютному та відносному вираженнях практично ідентична (рис. 2.19).

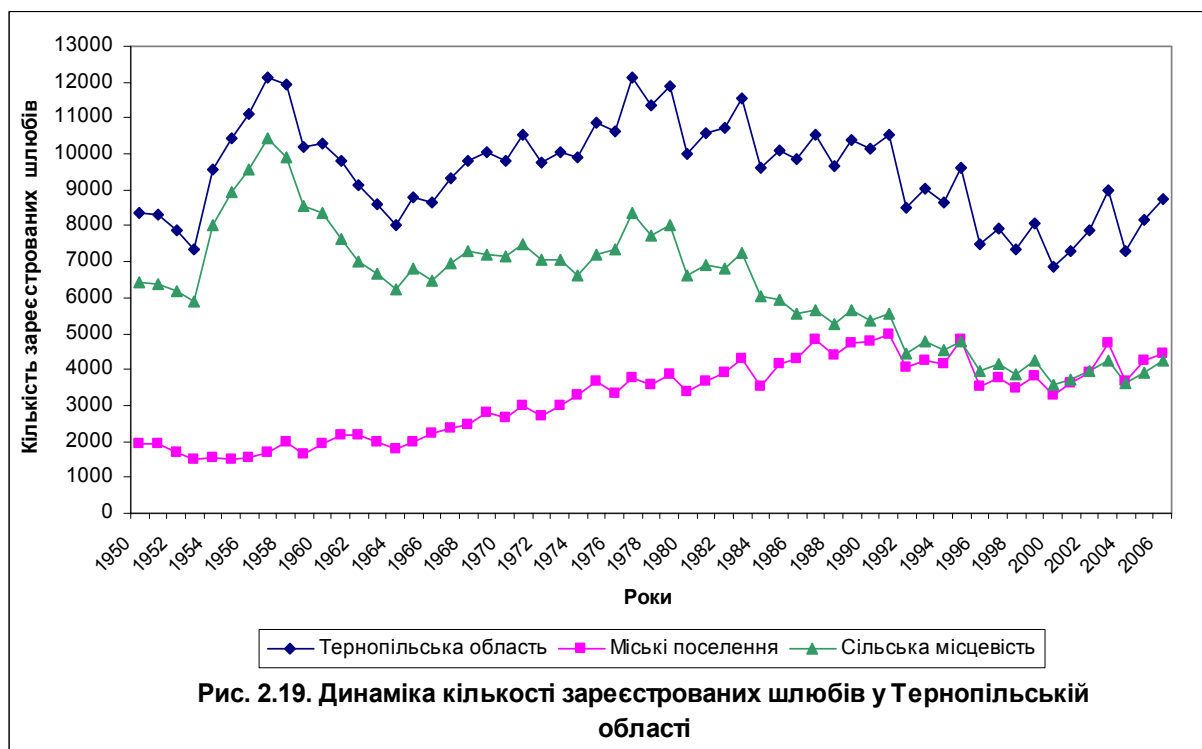


Рис. 2.19. Динаміка кількості зареєстрованих шлюбів у Тернопільській області

Середньорічні показники динаміки, розраховані за десятирічні періоди, свідчать про те, що у міських поселеннях до кінця 1990-х рр. зберігалася стійка тенденція до збільшення кількості зареєстрованих шлюбів, проте у сільській місцевості у 1960-х рр. розпочалося пришвидшене її зменшення. Протягом 1991–2000 рр. як у сільській місцевості, так й у міських поселеннях кількість шлюбів помітно зменшувалася з приблизно однаковою відносною швидкістю (відповідно 4,6% і 4,7% в середньому за рік), а ХХІ ст. ознаменувалося позитивною тенденцією до зростання показника з більш високими темпами у міських поселеннях (табл. 2.18).

У Тернопільській області в межах досліджуваного періоду можна виокремити підперіоди з певними тенденціями і закономірностями динаміки кількості зареєстрованих шлюбів: 1950–1953 рр. – швидке збільшення; 1958–1964 рр. – швидке зменшення; 1965–1977 рр. – повільне збільшення; 1978–1991 рр. – дуже повільне зменшення (коливання від

10,0 до 11,5 тис.); 1992–2000 рр. – повільне зменшення; 2001–2006 рр. – повільне збільшення.

Таблиця 2.18

Середньорічні показники динаміки кількості зареєстрованих шлюбів у Тернопільській області*

Період	Тернопільська область			у тому числі					
	Середньорічне значення	Середньорічний приріст	Середньорічний темп приросту, %	міські поселення			сільська місцевість		
				Середньорічне значення	Середньорічний приріст	Середньорічний темп приросту, %	Середньорічне значення	Середньорічний приріст	Середньорічний темп приросту, %
1950–1960	9781	196	2,1	1716	2	0,1	8064	194	2,7
1961–1970	9201	0	0	2262	56	2,4	6939	–56	–0,8
1971–1980	10716	–56	–0,5	3361	41	1,3	7355	–98	–1,4
1981–1990	10315	–50	–0,5	4260	123	3,0	6055	–173	–2,8
1991–2000	8400	–407	–4,6	4011	–189	–4,6	4390	–218	–4,7
2001–2006	8063	285	3,6	4107	171	4,3	3956	114	2,9

*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Розрахунок середньорічних показників динаміки для вищенаведених періодів, а також показники динамічної варіації (табл. 2.19) підтверджують доцільність такої періодизації. Динамічний ряд розподілу кількості зареєстрованих шлюбів (рис. 2.20) свідчить про те, що переважно вона перебувала в межах від 8000 до 11000 (протягом 42 років, або 74% від досліджуваного періоду).

Модальна кількість шлюбів у регіоні становить:

$$Y_{mo} = 10000 + 1000 \times \frac{16 - 13}{(16 - 13) + (16 - 5)} = 10214 \text{ од.}$$

Медіанна кількість шлюбів дорівнює:

$$Y_{me} = 9000 + 1000 \times \frac{\frac{57}{2} - 21}{13} = 9577 \text{ од.}$$

Середньорічну кількість шлюбів протягом 1950–2006 рр. визначаємо таким чином:

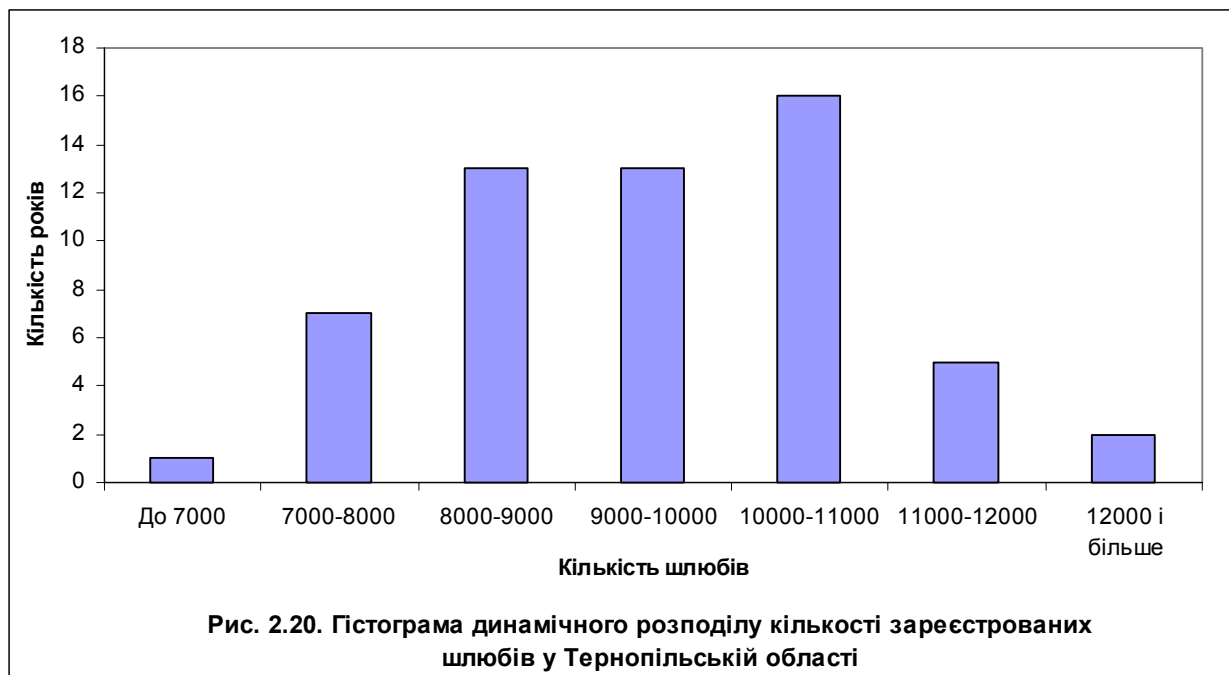
$$\bar{Y} = \frac{\sum Y}{n} = 9514 \text{ од.}$$

Таблиця 2.19

Середньорічні показники динаміки та динамічної варіації кількості зареєстрованих шлюбів у Тернопільській області*

Період	Кількість років у періоді	Середньорічна кількість шлюбів	Середньорічний абсолютний приріст	Середньорічний темп приросту, %	Середнє квадратичне відхилення	Коефіцієнт варіації, %
1950–1953	4	7975	–325	–4,1	464	5,8
1954–1957	4	10813	852	8,2	1079	10,0
1958–1964	7	9718	–654	–6,4	1287	13,2
1965–1977	13	10027	279	2,7	907	9,0
1978–1991	14	10493	–63	–0,6	694	6,6
1992–2000	9	8165	–207	–2,7	875	10,7
2001–2006	6	8063	285	3,6	711	8,8

* Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.



Коефіцієнт асиметрії становить $-0,521$, що свідчить про значну лівобічну асиметрію, коефіцієнт ексцесу дорівнює $-0,689$, отже, наявна певна плосковершинність динамічного розподілу.

У міських поселеннях також можна здійснити періодизацію динаміки кількості зареєстрованих шлюбів шляхом виокремлення інтервалів з певними тенденціями та закономірностями зміни у часі (табл. 2.20).

Таблиця 2.20

Середньорічні показники динаміки та динамічної варіації кількості зареєстрованих шлюбів у міських поселеннях Тернопільської області*

Період	Кількість років у періоді	Середньорічна кількість шлюбів	Середньорічний абсолютний приріст	Середньорічний темп приросту, %	Середнє квадратичне відхилення	Коефіцієнт варіації, %
1950–1953	4	1755	–141	–8,0	215	12,2
1954–1971	18	2083	86	4,0	449	21,5
1972–1991	20	3909	118	3,2	633	16,2
1992–2000	9	3904	–102	–2,8	477	12,2
2000–2006	6	4107	171	4,3	453	11,0

*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Побудова динамічного ряду розподілу кількості шлюбів у міських поселеннях (рис. 2.21) свідчить про наявність двох модальних інтервалів (двомодального розподілу). Таким чином, на наш погляд, доцільно поділити цей ряд на дві частини – до 3000 шлюбів і 3000 та більше й обчислити показники центру розподілу (моду, медіану і середню):

для першої частини:

$$Y_{mo}^1 = 1500 + 500 \times \frac{13-1}{(13-1)+(13-5)} = 1800 \text{ од.};$$

$$Y_{me}^1 = 1500 + 500 \times \frac{\frac{23}{2} - 1}{14} = 1875 \text{ од.};$$

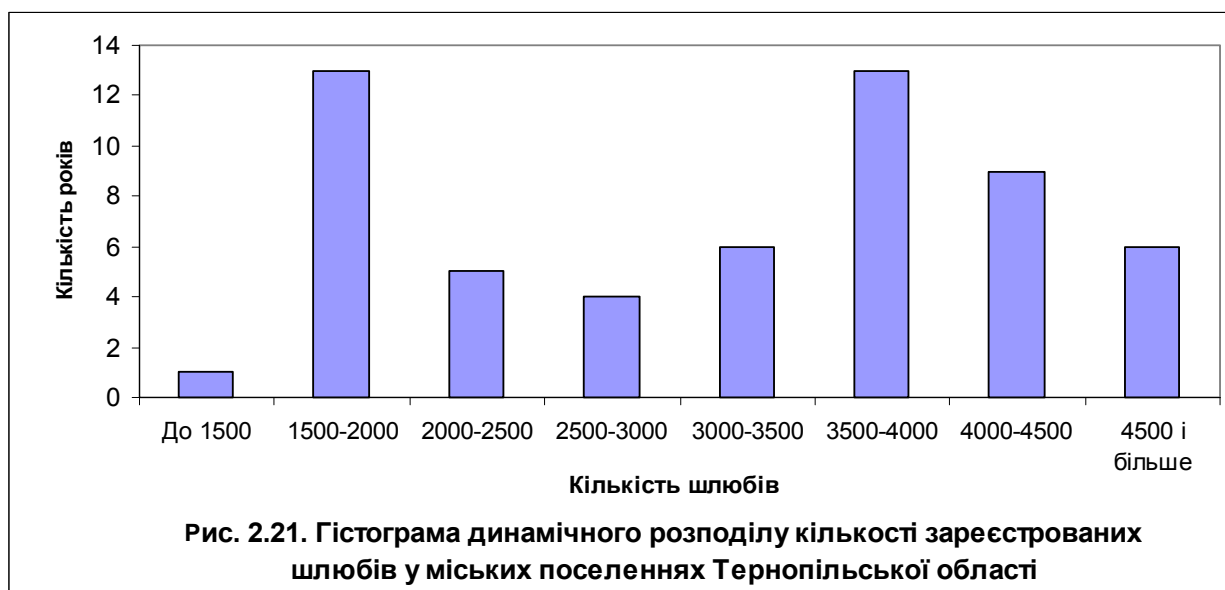
$$\bar{Y}^1 = \frac{\sum Y}{n} = 2010 \text{ од.};$$

для другої частини:

$$Y_{mo}^2 = 3500 + 500 \times \frac{13-6}{(13-6)+(13-9)} = 3818 \text{ од.};$$

$$Y_{me}^2 = 3500 + 500 \times \frac{\frac{34}{2} - 6}{13} = 3923 \text{ од.};$$

$$\bar{Y}^2 = \frac{\sum Y}{n} = 3978 \text{ од.}$$



Коефіцієнти асиметрії для вищевказаних частин відповідно дорівнюють 0,640 і 0,285, отже, наявна доволі значна правобічна асиметрія. Коефіцієнт ексцесу для першої частини динамічного ряду розподілу становить $-0,526$, а для другої – $(-0,841)$, що свідчить про незначну концентрацію у часі кількості шлюбів у міського населення.

Періодизація динаміки кількості зареєстрованих шлюбів у сільській місцевості підтверджує, що протягом 1950–2006 рр. відбувалися неодноразові зміни її закономірностей і тенденцій (табл. 2.21): 1950–1953 рр. – повільне зменшення; 1954–1957 рр. – швидке збільшення; 1958–1964 рр. – швидке скорочення; 1965–1977 рр. – повільне зростання; 1978–2000 рр. – повільне зменшення; 2001–2006 рр. – повільне збільшення.

Таблиця 2.21

Середньорічні показники динаміки та динамічної варіації кількості зареєстрованих шлюбів у сільській місцевості Тернопільської області*

Період	Кількість років у періоді	Середньорічна кількість шлюбів	Середньорічний абсолютний приріст	Середньорічний темп приросту, %	Середнє квадратичне відхилення	Коефіцієнт варіації, %
1950–1953	4	6220	-184	-3,0	251	4,0
1954–1957	4	9241	799	9,1	1014	11,0
1958–1964	7	7767	-619	-7,5	1287	16,6
1965–1977	13	4156	130	1,7	468	6,5
1978–2000	23	5515	-189	-3,4	1268	23,0
2001–2006	6	3956	144	2,9	270	6,8

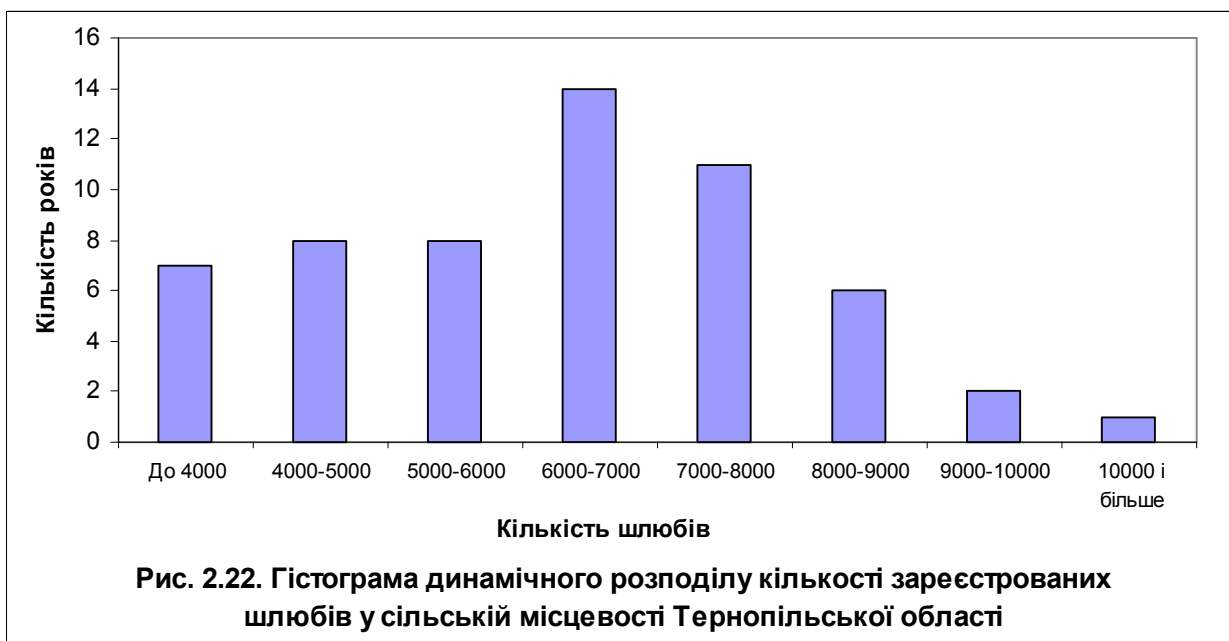
*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Динамічний ряд розподілу кількості зареєстрованих шлюбів у сільській місцевості є одномодальним (рис. 2.22), причому на інтервал 6000–8000 шлюбів припадає 25 років, або 44% від досліджуваного періоду. Характеристики центру розподілу становлять:

– модальне значення $Y_{mo} = 6000 + 1000 \times \frac{14 - 8}{(14 - 8) + (14 - 11)} = 6667$ од.;

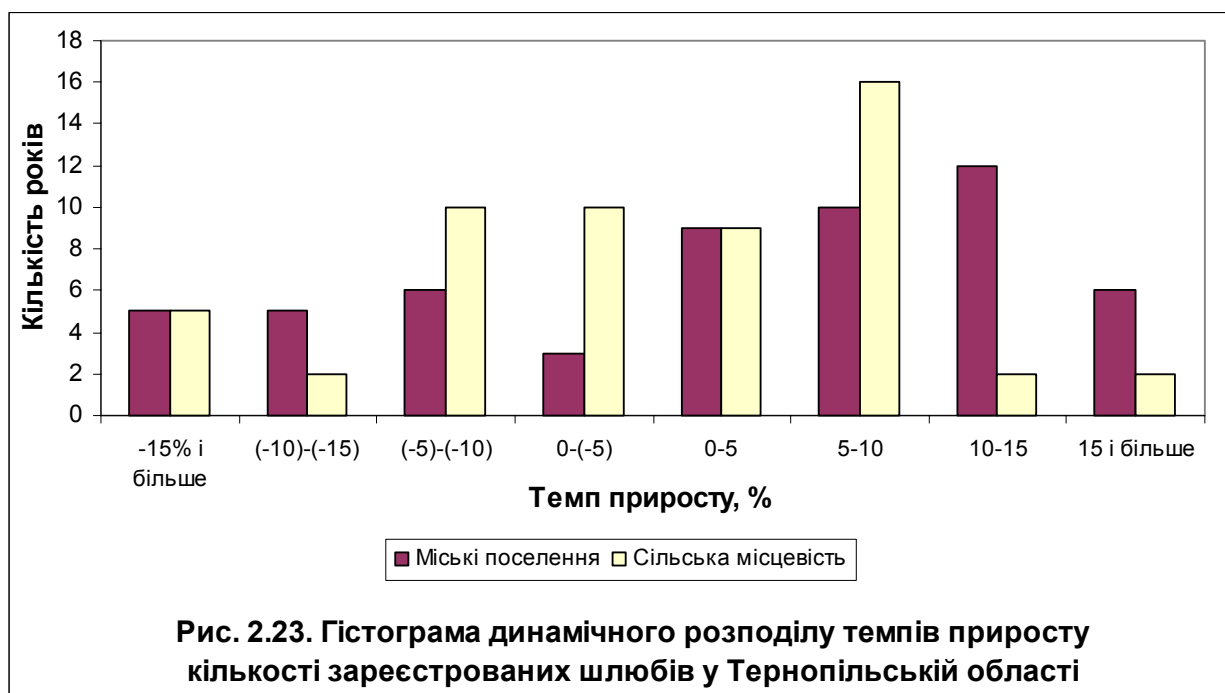
– медіанне значення $Y_{me} = 6000 + 1000 \times \frac{\frac{57}{2} - 23}{14} = 6393$ од.;

– середнє значення $\bar{Y} = \frac{\sum Y}{n} = 6313$ од.



Коефіцієнт асиметрії дорівнює 0,203, що свідчить про доволі незначну правобічну асиметрію, коефіцієнт ексцесу становить $-0,399$, отже, характерна незначна плосковершинність розподілу.

Для порівняння закономірностей динаміки кількості зареєстрованих шлюбів залежно від типу поселення побудуємо комбінаційний динамічний ряд розподілу ланцюгових темпів приросту (рис. 2.23). Характеристики центру розподілу, а також коефіцієнт асиметрії та ексцесу, які розраховано для міських поселень і сільської місцевості, свідчать про суттєві відмінності закономірностей динаміки кількості зареєстрованих шлюбів (табл. 2.22).



Таблиця 2.22

Характеристики динамічного розподілу темпів приросту кількості зареєстрованих шлюбів*

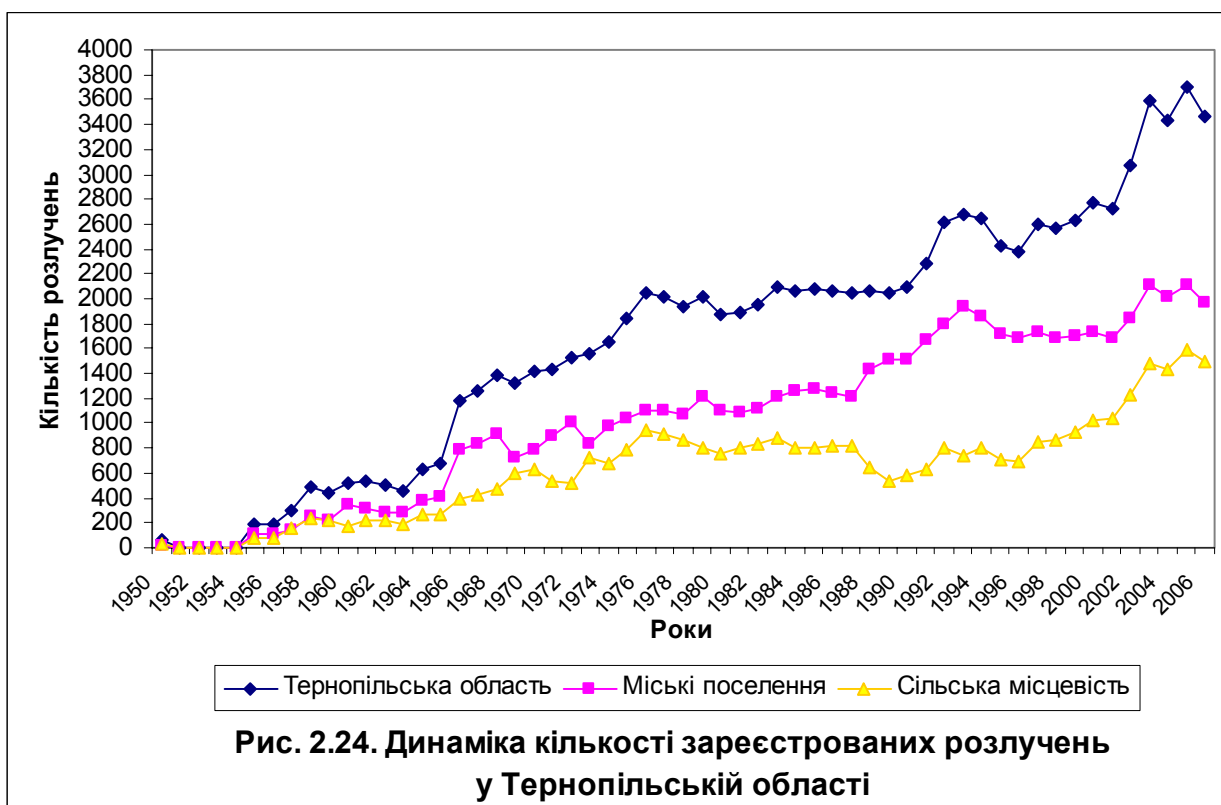
Показники	Міські поселення	Сільська місцевість
Мода	11,3	6,8
Медіана	4,6	-0,9
Середня	1,5	-0,7
Коефіцієнт асиметрії	-0,632	0,573
Коефіцієнт ексцесу	-0,492	2,427

*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Динаміка кількості зареєстрованих розлучень у Тернопільській області протягом 1950–2006 рр. характеризується чітко вираженою тенденцією до збільшення (рис. 2.24), проте у міських поселеннях і сільській місцевості ретроспективні закономірності динаміки мають певні відмінності.

Середньорічні показники динаміки, розраховані за десятирічні періоди (табл. 2.22а), засвідчують, що в абсолютному вираженні кількість розлучень у міських поселеннях більша, ніж у сільській місцевості. Разом із цим, у 1950–60-х рр. вона дуже швидко збільшилась в обох субнаселеннях, але у наступному десятиріччі середній темп приросту стрибкоподібно зменшився і був вищим у сільській місцевості. В 1980-х рр. сформувалися протилежні тенденції динаміки – збільшення у міських поселеннях і зменшення у сільській місцевості з практично однаковою

відносною швидкістю. Наприкінці ХХ ст. у міського населення кількість розлучень стабілізувалася на рівні 1700–1800 од., а у сільського швидко збільшувалась, проте у 2001–2006 рр. тенденція до збільшення характерна для обох субнаселень, але в абсолютному і відносному вираженнях зростання значно вагомніше у сільській місцевості.



Таблиця 2.22а

Середньорічні показники динаміки кількості зареєстрованих розлучень в Тернопільській області*

Періоди	Тернопільська область			у тому числі					
				міські поселення			сільська місцевість		
	Середньорічне значення	Середньорічний приріст	Середньорічний темп приросту, %	Середньорічне значення	Середньорічний приріст	Середньорічний темп приросту, %	Середньорічне значення	Середньорічний приріст	Середньорічний темп приросту, %
1950–1960	199	46	25,0	109	32	33,5	90	14	16,5
1961–1970	939	98	11,4	572	53	10,9	368	45	12,0
1971–1980	1789	48	3,0	1035	81	2,3	755	26	4,1
1981–1990	2040	23	1,1	1285	47	3,7	754	-24	-3,4
1991–2000	2558	53	2,1	1752	9	0,5	806	44	5,6
2001–2006	3333	149	5,0	1954	57	3,2	1379	92	7,7

*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Аналіз періодизації динаміки кількості зареєстрованих розлучень у міських поселеннях дає змогу зробити висновок, що протягом 1955–2006 рр. відбувалися неодноразові зміни закономірностей і тенденцій її динаміки (табл. 2.23): 1955–1965 рр. – дуже швидке збільшення; 1966–1978 рр. – повільне зростання; 1979–1987 рр. – стабілізація; 1988–1993 рр. – швидке збільшення; 1994–2001 рр. – повільне зменшення; 2002–2006 рр. – повільне зростання.

Таблиця 2.23

Середньорічні показники динаміки та динамічної варіації кількості зареєстрованих розлучень у міських поселеннях Тернопільської області*

Період	Кількість років у періоді	Середньорічна кількість шлюбів	Середньорічний абсолютний приріст	Середньорічний темп приросту, %	Середнє квадратичне відхилення	Коефіцієнт варіації, %
1955–1965	11	258	41	13,7	103,1	39,9
1966–1978	13	929	58	2,6	129,4	13,9
1979–1987	9	1193	0	0	72,2	6,1
1988–1993	6	1641	102	6,3	198,3	12,1
1994–2001	8	1726	–23	–1,3	55,1	3,2
2002–2006	5	2007	34	1,8	109,8	5,5

*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

У сільській місцевості, на нашу думку, доцільно виокремити такі періоди з відмінними закономірностями і тенденціями динаміки розлучуваності (табл. 2.24): 1955–1968 рр. – дуже швидке збільшення; 1969–1977 рр. – швидке зростання; 1978–1991 рр. – повільне зменшення; 1992–1998 рр. – повільне збільшення; 1999–2006 рр. – швидке зростання.

Таблиця 2.24

Середньорічні показники динаміки та динамічної варіації кількості зареєстрованих розлучень у сільській місцевості Тернопільської області*

Період	Кількість років у періоді	Середньорічна кількість шлюбів	Середньорічний абсолютний приріст	Середньорічний темп приросту, %	Середнє квадратичне відхилення	Коефіцієнт варіації, %
1955–1968	14	243	30	14,6	118,0	48,5
1969–1977	9	705	41	5,6	157,5	22,3
1978–1991	14	757	–18	–2,4	108,4	14,3
1992–1998	7	783	10	1,2	67,7	8,6
1999–2006	8	1278	80	7,0	257,2	20,1

*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Комбінаційний динамічний ряд розподілу кількості зареєстрованих розлучень (рис. 2.25) також свідчить про значні відмінності у закономірностях її динаміки у міських поселеннях і сільській місцевості, що підтверджують дані табл. 2.25.

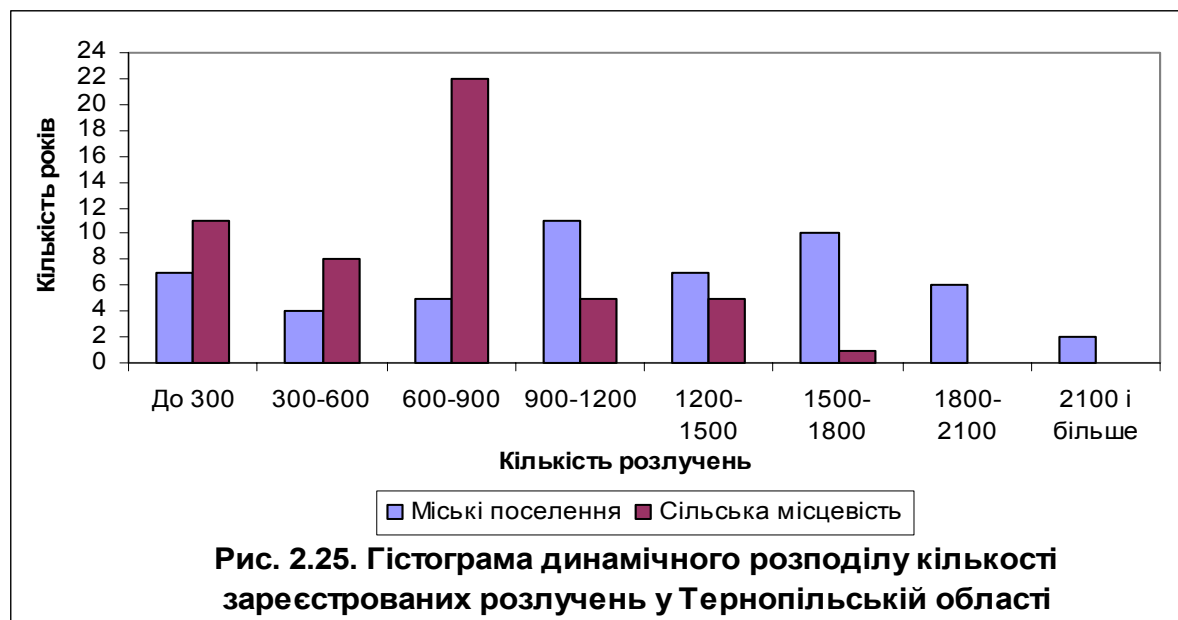


Рис. 2.25. Гістограма динамічного розподілу кількості зареєстрованих розлучень у Тернопільській області

Таблиця 2.25

Характеристики динамічного розподілу темпів приросту кількості зареєстрованих розлучень*

Показники	Міські поселення	Сільська місцевість
Мода	1080	736
Медіана	1110	735
Середня	1141	693
Коефіцієнт асиметрії	-0,202	0,402
Коефіцієнт ексцесу	-1,009	0,223

*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Порівняльний аналіз тенденцій і закономірностей динаміки абсолютних показників народжуваності, смертності, шлюбності та розлучуваності міського і сільського населення дав змогу визначити їхні відмінності, які полягають у різному напрямку, швидкості та характері змін у часі цих параметрів. Позитивні зрушення у динаміці народжуваності та шлюбності, які сформувалися протягом кількох останніх років як у міських поселеннях, так і в сільській місцевості, дають підстави для висновку про певне покращення демографічної ситуації в регіоні.

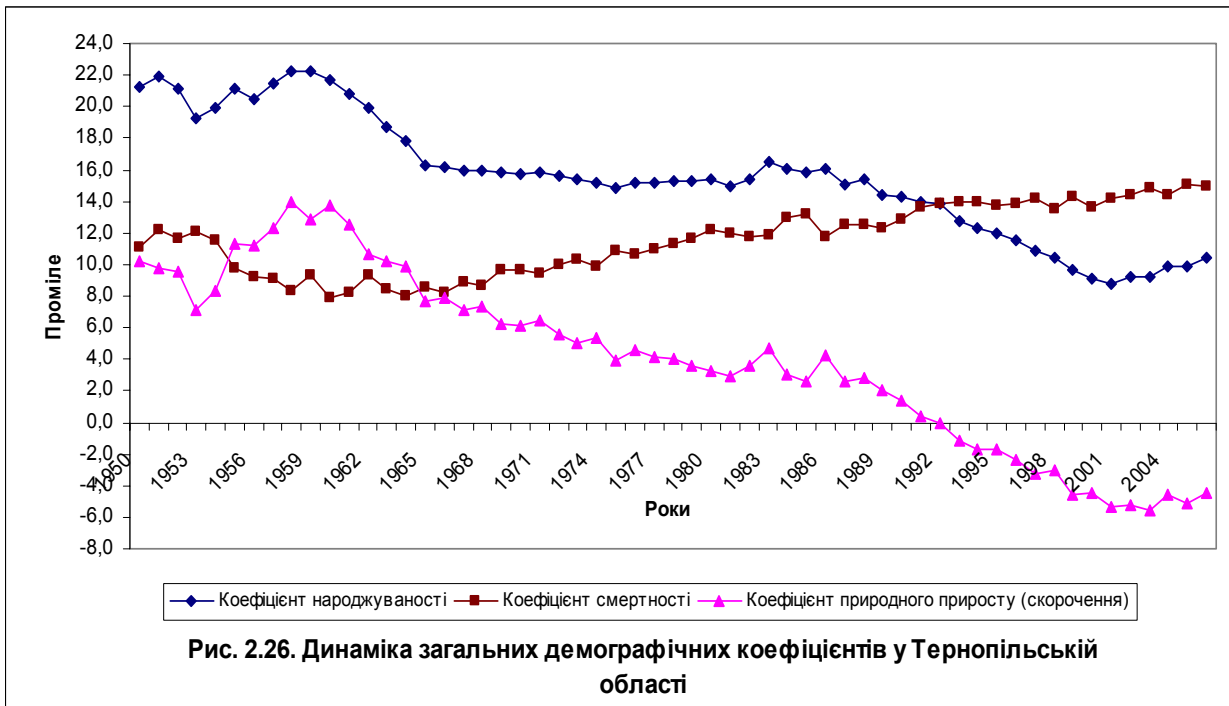
2.4. Аналіз тенденцій і закономірностей динаміки інтенсивності демографічних процесів у регіоні

Інтенсивність демографічних процесів оцінюється за демографічними коефіцієнтами народжуваності, смертності, природного приросту (скорочення) населення, шлюбності та розлучуваності. За методикою розрахунку ці коефіцієнти поділяються на загальні, спеціальні, часткові, вікові, чисті й сумарні. Загальні та часткові демографічні коефіцієнти (субкоефіцієнти), методику розрахунку яких містить розділ 1.3, дають найбільш узагальнену характеристику інтенсивності демографічних процесів і відіграють вагомую роль у демографічній статистиці, незважаючи на те, що для них властиві певні недоліки. Динаміка цих коефіцієнтів залежить від двох факторів – динаміки абсолютних показників, які характеризують демографічні процеси, а також динаміки середньорічної чисельності населення та його окремих груп.

Для виявлення та оцінювання закономірностей і тенденцій зміни у часі загальних і часткових демографічних коефіцієнтів у Тернопільській області використано певні методологічні та методичні підходи (див. розділ 2.1). Порівняльний аналіз ґрунтується на часткових демографічних коефіцієнтах, розрахованих для міських поселень і сільської місцевості.

Протягом 1950–2006 рр. у Тернопільській області сформувалися певні тенденції динаміки загальних коефіцієнтів, зокрема, коефіцієнт народжуваності зменшувався, коефіцієнт смертності збільшувався, а отже, коефіцієнт природного приросту населення скорочувався, а з 1992 р. набув від’ємних значень, коефіцієнт шлюбності також повільно зменшувався, а розлучуваності – збільшився (рис. 2.26). Проте кожний з названих коефіцієнтів, маючи певну загальну тенденцію, характеризується наявністю періодів з відмінними локальними, часто протилежними, закономірностями і тенденціями динаміки.

В Україні нині сформувалася тенденція до зменшення народжуваності, тривалість якої можна поділити на три етапи. Перший тривав від періоду післявоєнного «бемі-буму» до 1965 р. коли загальний коефіцієнт народжуваності коливався від 23‰ до 16,5‰ і щорічно протягом п’ятнадцяти років зменшувався в середньому на 2,1%.



Наступний етап (1965–1991 рр.) характеризувався переходом на новий режим плідності та коливанням загального коефіцієнта народжуваності в межах низького рівня (від 16‰ у 1983 р. до 12,1‰ у 1991 р.). Протягом цього періоду загальний коефіцієнт народжуваності зменшувався більш стрімкими темпами, в середньому щорічно на 2,5%. Третій етап збігся з періодом розбудови незалежної України. Починаючи з 1992 р., і до 2001 р. спостерігався дуже низький рівень народжуваності (до 10‰) з найменшим коефіцієнтом у 2001 р. (7,7‰). Отже, протягом цих десяти років загальний коефіцієнт народжуваності щорічно зменшувався в середньому на 3,85% [40, 73–75]. Протягом останнього періоду ситуація дещо покращилася і загальний коефіцієнт народжуваності збільшився з 8,1‰ у 2002 р. до 9,8‰ у 2006 р., тобто середньорічний темп приросту становив 4,9%. У міських поселеннях значення коефіцієнта за цей період збільшилося з 7,7‰ до 9,6‰, тобто на 24,6%, а у сільській місцевості – з 9,0‰ до 10,3‰, тобто на 14,4%. Таким чином, рівень народжуваності міського населення збільшувався значно швидше, ніж сільського (відповідно в середньому за рік на 5,7% і 3,4%).

У Тернопільській області аналіз динаміки загального коефіцієнта народжуваності дає підстави для виокремлення таких періодів (табл. 2.26):

- 1950–1953 рр. – швидке зменшення;
- 1954–1959 рр. – повільне збільшення;
- 1960–1966 рр. – швидке скорочення;

1967–1981 рр. – стабілізація на рівні 15–16‰;
 1982–1986 рр. – повільне зростання;
 1987–2001 рр. – швидке зменшення;
 2002–2006 рр. – швидке збільшення.

Таблиця 2.26

Середньорічні показники динаміки та динамічної варіації загального коефіцієнта народжуваності у Тернопільській області*

Період	Кількість років у періоді	Середньорічний коефіцієнт народжуваності, ‰	Середньорічний абсолютний приріст коефіцієнта, п. п.	Середньорічний темп приросту, %	Середнє квадратичне відхилення	Коефіцієнт варіації, %
1950–1953	4	20,9	–0,7	–3,3	1,2	5,5
1954–1959	6	21,3	0,5	2,2	0,9	4,5
1960–1966	7	18,7	–0,9	–4,8	2,2	11,5
1967–1981	15	15,4	–0,1	–0,5	0,4	2,4
1982–1986	5	15,9	0,2	1,1	0,4	2,5
1987–2001	15	12,3	–0,4	–3,8	2,2	17,6
2002–2006	5	9,7	0,3	3,4	0,5	5,5
1950–2006	57	15,5	–0,2	–1,3	3,8	24,7

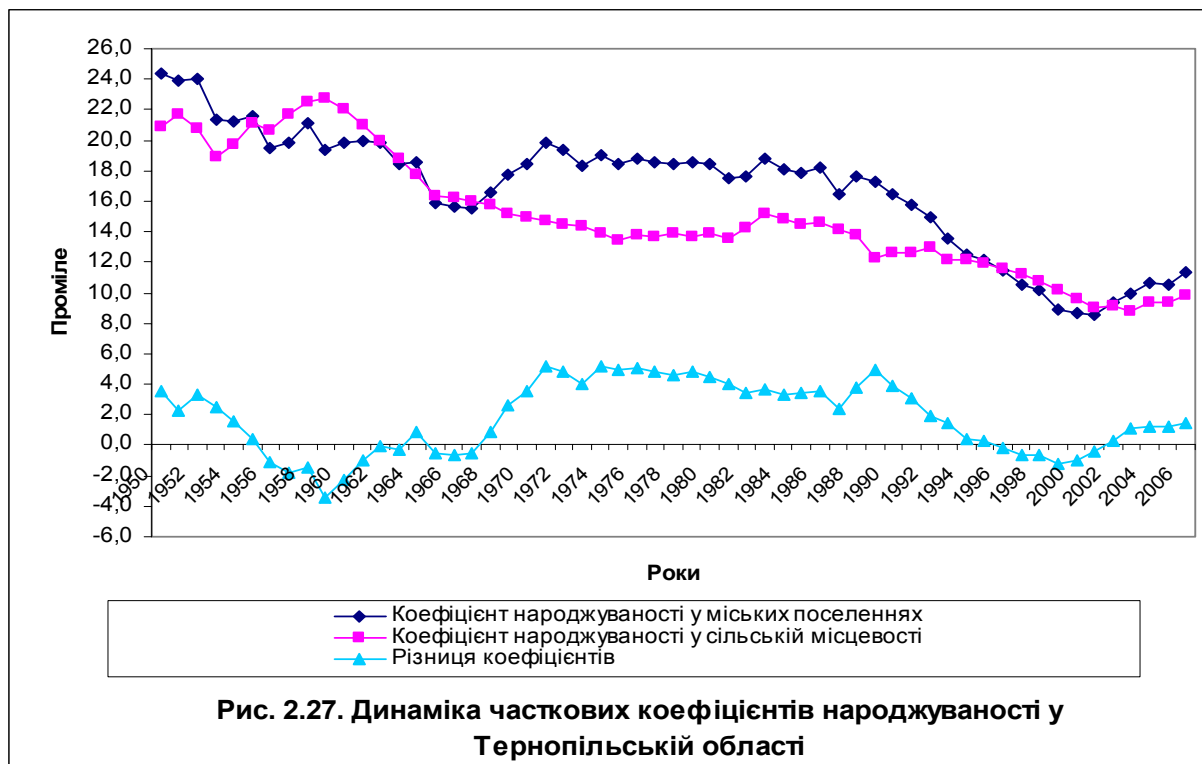
*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

У Тернопільській області з початку 1960-х рр. простежується чітко виражена тенденція до зменшення коефіцієнта народжуваності за винятком двох недовготривалих періодів незначного піднесення – протягом 1983–1988 і 2002–2006 рр. Максимальне значення показника зафіксовано у 1958 р. – 22,3‰, а мінімальне – у 2001 р. (8,8‰), отже, за цей період показник зменшився майже на 60%.

У міських поселеннях і сільській місцевості динаміка часткових коефіцієнтів народжуваності має як періоди збігу тенденцій, при цьому значення коефіцієнтів зрівнюються, так і періоди із значними відмінностями (рис. 2.27). Так, перша ситуація властива для двох інтервалів, зокрема, це 1961–1968 рр. (відхилення в межах одного промільного пункту) і 1993–2006 рр. (відхилення в межах 1,5 п. п.). Максимальне перевищення значень коефіцієнта народжуваності у міських поселеннях припадає на 1972–1981 рр. – від 4,0 до 5,2 промільного пункту, а також на 1989 р. – 5 промільних пунктів.

Порівняння середньорічних показників рядів динаміки субкоефіцієнтів народжуваності у міських поселеннях і сільській місцевості, розрахованих за десятирічні періоди (табл. 2. 27), дає змогу стверджувати, що про-

тягом 1950–1970 рр. їхні величини була близькими за значенням, проте наявні також певні відмінності в абсолютній та відносній швидкостях зміни у часі. Так, з 1971 р. до 1990 р. середнє значення коефіцієнта було вищим у міських поселеннях, але середній абсолютний приріст і середній темп приросту практично зрівнялися, у наступному десятиріччі ці значення коефіцієнта відрізнялися несуттєво, але швидкість його скорочення була значно вищою у міських поселеннях. Починаючи з 2001 р., сформувалася тенденція до збільшення з більш значною швидкістю у міських поселеннях.



Таблиця 2.27

Середньорічні показники динаміки часткових коефіцієнтів народжуваності у Тернопільській області*

Період	Міські поселення			Сільська місцевість		
	Середньорічне значення коефіцієнта, ‰	Середньорічний приріст, промільних пунктів	Середньорічний темп приросту, %	Середньорічне значення коефіцієнта, ‰	Середньорічний приріст, промільних пунктів	Середньорічний темп приросту, %
1950–1960	21,5	–0,5	–2,1	21,2	0,1	0,6
1961–1970	17,7	–0,2	–0,9	17,2	–0,7	–3,7
1971–1980	18,8	–0,2	–0,8	14,0	–0,1	–0,6
1981–1990	17,6	–0,1	–0,7	14,0	–0,1	–0,8
1991–2000	11,8	–0,8	–6,5	11,5	–0,3	–3,1
2001–2006	10,1	0,5	5,6	9,2	0,2	1,9

*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Для аналізу динаміки коефіцієнтів народжуваності у міського і сільського населення доцільно сформувані періоди зі сталими тенденціями і закономірностями. Оцінювання інтенсивності зміни у часі, а також динамічної варіації коефіцієнта народжуваності у міських поселеннях дає підстави для виокремлення таких періодів (табл. 2.28): 1950–1956 рр. – швидке зменшення; 1957–1962 рр. – стабілізація на рівні 20–21‰; 1963–1968 рр. – повільне скорочення; 1973–1986 рр. – стабілізація на рівні 17,5–18,5‰; 1987–2001 рр. – дуже швидке зменшення; 2002–2006 рр. – швидке збільшення.

Таблиця 2.28

Середньорічні показники динаміки та динамічної варіації коефіцієнта народжуваності у міських поселеннях Тернопільської області*

Період	Кількість років у періоді	Середньорічне значення, ‰	Середньорічний абсолютний приріст, п. п.	Середньорічний темп приросту, %	Середнє квадратичне відхилення, п. п.	Коефіцієнт варіації, %
1950–1956	7	22,3	–0,81	–3,6	1,8	8,2
1957–1962	6	20,0	0	0	0,6	2,9
1963–1968	6	16,8	–0,39	–2,2	1,4	8,4
1969–1972	4	18,8	0,52	2,8	0,9	5,0
1973–1986	14	18,3	–0,02	–0,1	0,4	2,3
1987–2001	15	13,0	–0,56	–4,5	3,3	25,1
2002–2006	5	10,3	0,50	4,9	0,7	7,2
1950–2006	57	16,8	–0,23	–1,4	4,1	24,5

*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Максимальне значення коефіцієнта народжуваності у міських поселеннях припадає на 1950 р. – 24,4‰, а мінімальне – на 2000 р. (8,6‰). Таким чином, зменшення за цей період становить 65%.

У сільській місцевості особливості динаміки коефіцієнта народжуваності зумовили доцільність здійснення такої періодизації (табл. 2.29): 1950–1953 рр. – швидке зменшення; 1954–1959 рр. – швидке збільшення; 1960–1975 рр. – швидке скорочення; 1976–1981 рр. – стабілізація на рівні 13,7–13,9‰; 1982–1987 рр. – стабілізація на рівні 14–15‰; 1988–2002 рр. – доволі швидке зменшення; 2003–2006 рр. – швидке зростання.

Максимального значення цей коефіцієнт набув у 1959 р. – 22,8‰, а мінімального – у 2003 р. (8,8‰). Таким чином, загальне зменшення за цей період становить 61%.

Отже, на основі даних табл. 2.28 і 2.29 можна стверджувати, що наприкінці 1980-х рр. сформувалися аналогічні закономірності і тенденції динаміки субкоефіцієнтів народжуваності, розрахованих для міського і

сільського населення. Проте у міських поселеннях динамічна варіація коефіцієнта народжуваності значно вища, ніж у сільській місцевості, про що свідчить коефіцієнт варіації, який відповідно дорівнює 24,5% і 10,0%.

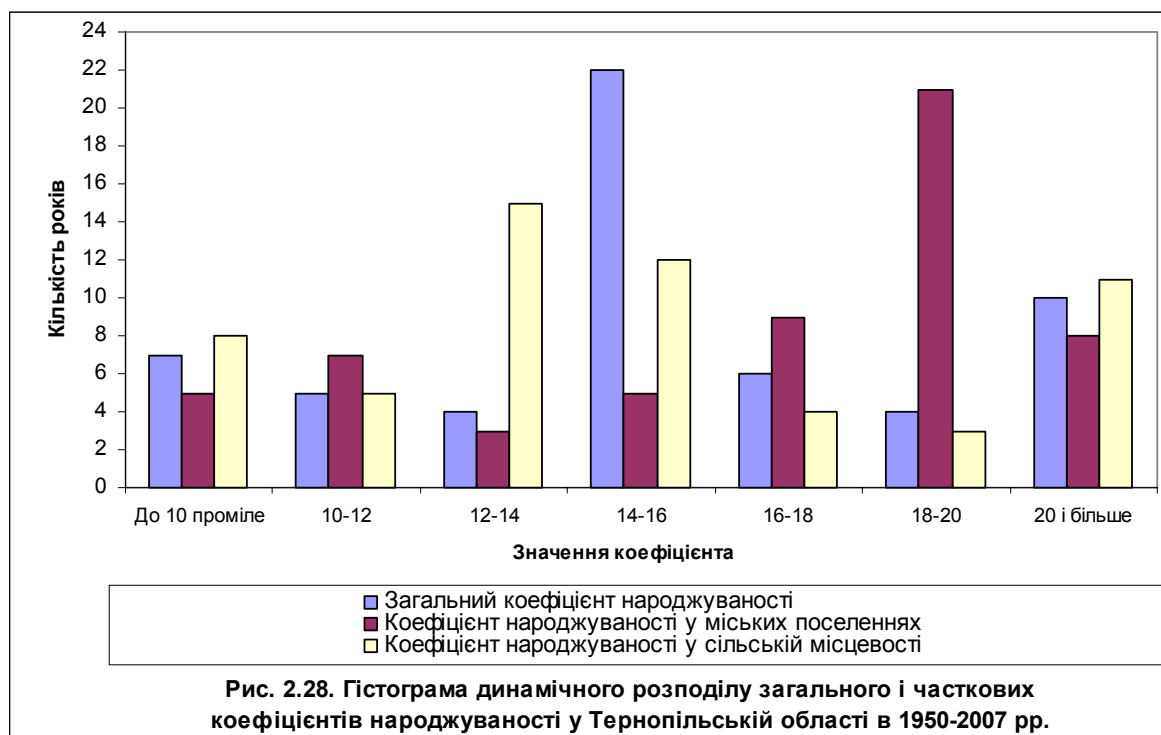
Таблиця 2.29

Середньорічні показники динаміки та динамічної варіації коефіцієнта народжуваності у сільській місцевості Тернопільської області*

Період	Кількість років у періоді	Середньорічне значення, %	Середньорічний абсолютний приріст, п. п	Середньорічний темп приросту, %	Середнє квадратичне відхилення, п. п	Коефіцієнт варіації, %
1950–1953	4	20,6	–0,64	–3,2	1,2	5,6
1954–1959	6	21,4	0,62	3,0	1,2	5,5
1960–1975	16	16,5	–0,58	–3,3	2,6	15,9
1976–1981	5	13,8	–0,03	–0,3	0,1	1,0
1982–1987	6	14,8	–0,01	–0,1	0,4	2,7
1988–2002	15	11,5	–0,34	–2,9	1,47	12,8
2003–2006	4	9,3	0,36	4,0	0,44	4,7
1950–2006	57	15,0	–0,20	–1,3	1,5	10,0

*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Побудова комбінаційного динамічного ряду розподілу загального і часткових коефіцієнтів народжуваності (рис. 2.28), а також результати розрахунку характеристик динамічної варіації (табл. 2.30) свідчать про наявність певних відмінностей.



Так, у міських поселеннях мода і медіана в 1,3–1,4 разу вищі, ніж у сільській місцевості, різним є напрямком асиметрії: в першому разі значна лівобічна, а в іншому – значна правобічна асиметрії при вираженій плосковершинності.

Таблиця 2.30

Характеристики динамічного розподілу коефіцієнтів народжуваності в Тернопільській області у 1950–2006 рр.*

Показники	Тернопільська область	у тому числі	
		міські поселення	сільська місцевість
Мода	15,1	19,0	13,6
Медіана	15,4	18,1	14,2
Середня	15,6	16,7	15,0
Коефіцієнт асиметрії	0,053	–0,534	0,443
Коефіцієнт ексцесу	–0,699	–0,449	–0,738
Мінімальне значення	8,8	8,6	8,8
Максимальне значення	22,3	24,4	22,8
1-й кuartиль	13,8	14,9	12,3
3-й кuartиль	17,9	19,3	17,7
Кuartильний коефіцієнт диференціації, %	12,9	12,8	18,0

*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Протягом останньої декади ХХ ст. і на початку ХХІ ст. динаміка загального коефіцієнта смертності населення України мала циклічний характер. Так, у 1990–1995 рр. цей коефіцієнт збільшився з 12,1‰ до 15,4‰, або на 27,3%, у 1996–1998 рр. відбулося його зменшення до 14,4‰, або на 6,5%, починаючи з 1999 р., розпочалася фаза зростання до рівня 16,2‰ у 2006 р., що на 12,5% перевищує рівень 1998 р. Наявні значні відмінності як рівня смертності, так і його динаміки у міських поселеннях і сільській місцевості. Частковий коефіцієнт смертності міського населення збільшився з 10,2‰ у 1990 р. до 13,6‰ у 1995 р., отже, середньорічний темп приросту становив 5,9%, а коефіцієнт смертності сільського населення за цей період збільшився з 16,1‰ до 19,1‰, тобто в середньому за рік на 3,6%. У 1998 р. значення коефіцієнта були мінімальними – відповідно 12,6‰ і 18,1‰, при цьому середньорічні темпи скорочення становили 2,5% і 1,8%. З 1998 р. до 2006 р. коефіцієнт смертності міського населення

ня збільшився до 14,5‰, а сільського – до 19,8‰, середньорічні темпи приросту зрівнялися і дорівнювали 1,5% і 1,3%.

Аналіз показників динаміки загального коефіцієнта смертності у Тернопільській області протягом 1950–2006 рр., а також відповідного лінійного графіка (див. рис. 2.26) дає підстави для виокремлення таких періодів з відмінними тенденціями та закономірностями зміни коефіцієнта у часі (табл. 2.31): 1950–1953 рр. – повільне збільшення; 1954–1958 рр. – швидке зменшення; 1959–1968 рр. – дуже повільне скорочення; 1969–1980 рр. – повільне зростання; 1981–1989 рр. – стабілізація на рівні 12–13‰; 1990–2006 рр. – повільне збільшення.

Таблиця 2.31

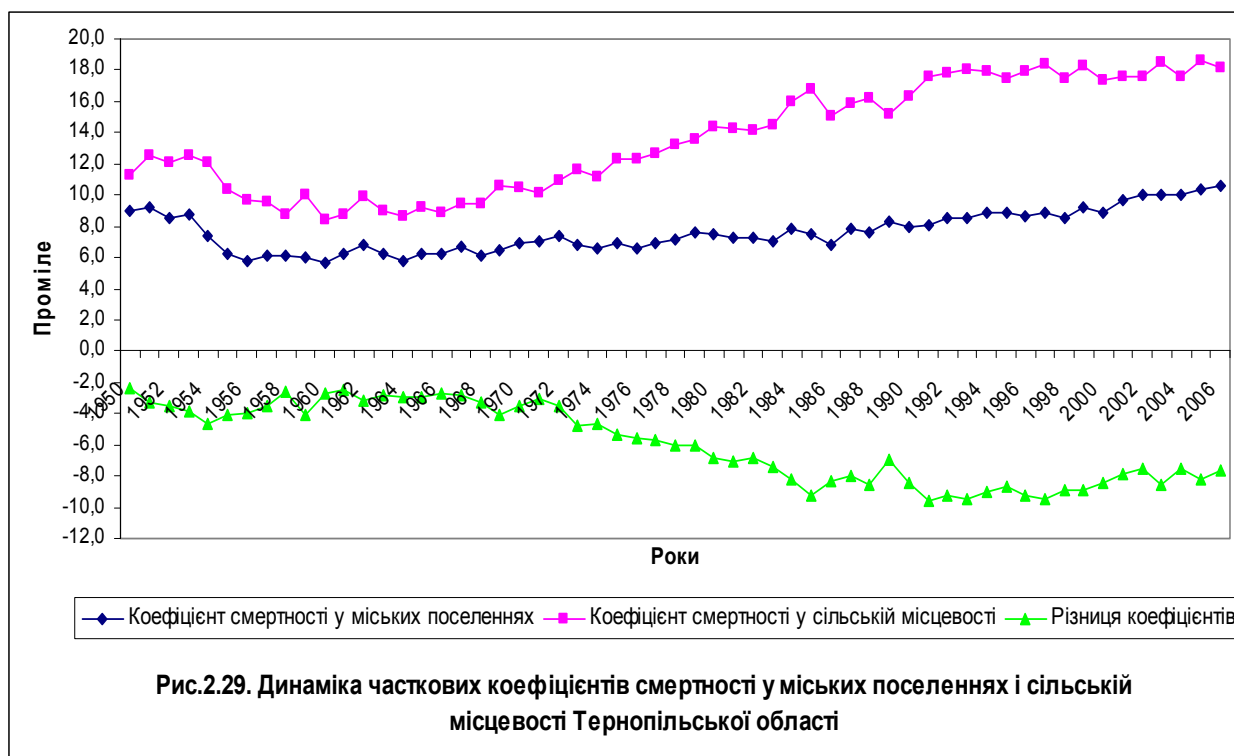
Середньорічні показники динаміки та динамічної варіації загального коефіцієнта смертності у Тернопільській області*

Період	Кількість років у періоді	Середнє значення, ‰	Середньорічний абсолютний приріст, п. п.	Середньорічний темп приросту, %	Середнє квадратичне відхилення, п.п.	Коефіцієнт варіації, %
1950–1953	4	11,7	0,35	3,1	0,51	4,4
1954–1958	5	9,6	-0,79	-7,7	1,19	12,4
1959–1968	10	8,6	-0,08	-0,9	0,49	5,7
1969–1980	12	10,5	0,23	2,2	0,88	8,4
1981–1989	9	12,3	0,05	0,4	0,52	4,3
1990–2006	17	14,1	0,13	1,0	0,57	4,0
1950–2006	57	11,5	0,07	0,5	2,15	18,6

*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Загалом можна стверджувати, що з середини 1960-х рр. у Тернопільській області сформувалася стійка тенденція до збільшення загального коефіцієнта смертності, при цьому мінімальне значення (8‰) зафіксовано у 1964 р., а максимальне (15,1‰) – у 2005 р., отже, за цей період відбулося майже двократне збільшення цього показника.

Часткові коефіцієнти смертності міського і сільського населення відображають як періоди з аналогічними тенденціями і закономірностями динаміки, зокрема у 1950–1972 рр., так і з вираженими їхніми відмінностями – це 1973–2006 рр. (рис. 2.29). Протягом першого періоду в міських поселеннях коефіцієнт смертності стабільно нижчий на 2,5–4,5 п. п. Починаючи з 1973 р., ця різниця зростає і досягає максимальних значень протягом 1991–1997 рр. – від 8,6 до 9,6 промільного пункту.



Порівняння середніх показників динаміки, розрахованих за десятиріччя (табл. 2.32), підтверджує вищевказані висновки, що протягом останніх п'ятнадцяти років у міських поселеннях значення коефіцієнта смертності збільшуються швидше, ніж у сільській місцевості, хоча й зберігається значна перевага останніх.

Таблиця 2.32
Середньорічні показники динаміки часткових коефіцієнтів смертності у Тернопільській області*

Період	Міські поселення			Сільська місцевість		
	Середньорічне значення коефіцієнта, ‰	Середньорічний приріст, промільних пунктів	Середньорічний темп приросту, ‰	Середньорічне значення коефіцієнта, ‰	Середньорічний приріст, промільних пунктів	Середньорічний темп приросту, ‰
1950–1960	7,2	–0,33	–4,5	10,7	–0,29	–2,9
1961–1970	6,4	0,08	1,2	9,4	0,19	2,0
1971–1980	7,1	0,05	0,7	12,2	0,47	4,0
1981–1990	7,5	0,07	0,9	15,4	0,23	1,5
1991–2000	8,7	0,09	1,1	17,8	–0,03	–0,2
2001–2006	10,1	0,18	1,8	18,0	0,12	0,7

*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Особливості зміни у часі коефіцієнта смертності міського населення зумовлюють здійснення такої періодизації: 1950–1956 рр. – дуже швидке зменшення; 1957–1969 рр. – дуже повільне збільшення; 1970–1983 рр. – стабілізація на рівні 6,5–7,5‰; 1984–2001 рр. – повільне зростання; 2002–2006 рр. – повільне збільшення від 10‰.

Таблиця 2.33

Середньорічні показники динаміки та динамічної варіації часткового коефіцієнта смертності міського населення Тернопільської області*

Період	Кількість років у періоді	Середньорічне значення, ‰	Середньорічний абсолютний приріст, п. п.	Середньорічний темп приросту, %	Середнє квадратичне відхилення, п. п.	Коефіцієнт варіації, %
1950–1956	7	7,8	–0,53	–7,1	1,4	17,6
1957–1969	13	6,2	0,03	0,5	0,3	5,1
1970–1983	14	7,1	0,01	0,1	0,3	4,4
1984–2001	18	8,4	0,11	1,3	0,7	8,5
2002–2006	5	10,2	0,14	1,4	0,3	2,5
1950–2006	57	7,7	0,03	0,3	1,3	17,1

* Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області (‰).

Слід зазначити, що мінімальне значення коефіцієнта зафіксовано у 1960 р. і 1964 р. – 5,7‰, загалом наприкінці 1950-х і 1960-х рр. показник був найнижчим і не перевищував 7‰, а максимального значення він досяг у 2006 р. – 10,6‰, тобто відбулося збільшення порівняно з мінімумом у 1,9 разу.

У сільській місцевості можна виокремити такі періоди з відмінними тенденціями та закономірностями динаміки часткового коефіцієнта смертності (табл. 2.34):

- 1950–1953 рр. – швидке збільшення;
- 1954–1960 рр. – дуже швидке зменшення;
- 1961–1966 рр. – дуже повільне зростання;
- 1967–1991 рр. – повільне збільшення;
- 1992–2006 рр. – стабілізація на рівні 17,5–18,5‰.

Мінімальне значення коефіцієнта припадає на 1960 р. – 8,4‰, найнижчих рівнів він набув у першій половині 1960-х рр., а максимального – у 2005 р. (18,6‰), отже, відбулося збільшення у 2,2 разу.

Таблиця 2.34

Середньорічні показники динаміки та динамічної варіації часткового коефіцієнта смертності сільського населення Тернопільської області*

Період	Кількість років у періоді	Середньорічне значення, ‰	Середньорічний абсолютний приріст, п. п.	Середньорічний темп приросту, %	Середнє квадратичне відхилення, п. п.	Коефіцієнт варіації, %
1950–1953	4	12,1	0,42	3,6	0,6	4,8
1954–1960	7	9,8	–0,61	–5,9	1,2	12,1
1961–1966	6	9,1	0,03	0,3	0,5	5,3
1967–1991	25	13,4	0,34	2,6	2,4	18,3
1992–2006	15	17,9	0,02	0,1	0,4	2,2
1950–2006	57	13,6	0,12	0,9	3,4	25,4

*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Суттєві відмінності у закономірностях динаміки часткових коефіцієнтів смертності підтверджують побудований комбінаційний динамічний ряд розподілу (рис. 2.30), а також його характеристики (табл. 2.35).

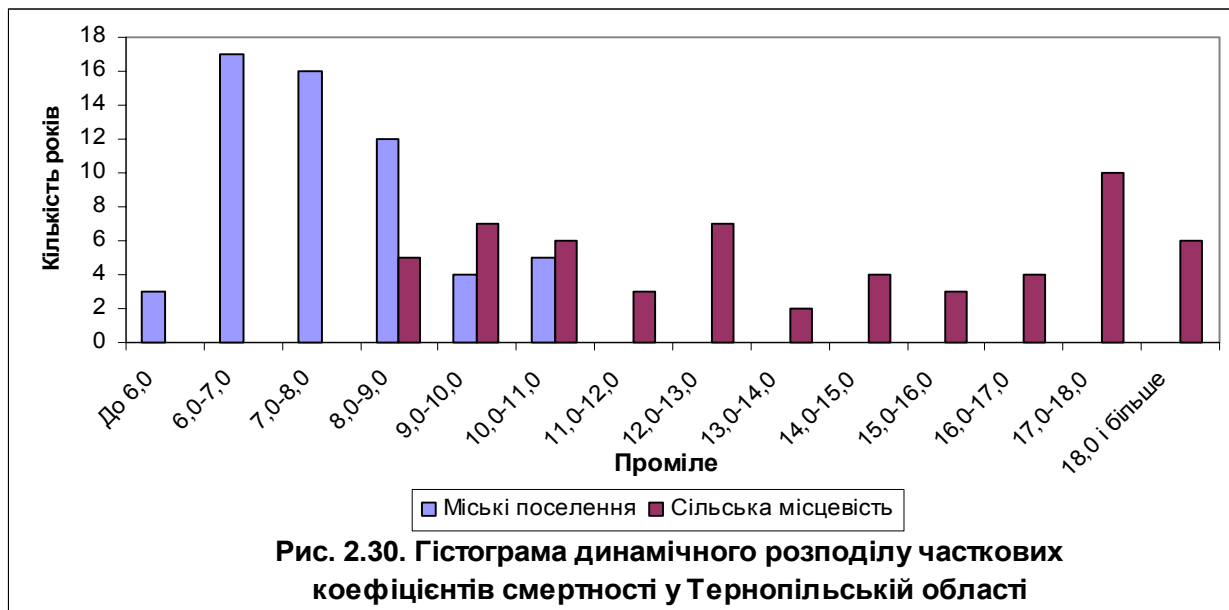


Рис. 2.30. Гістограма динамічного розподілу часткових коефіцієнтів смертності у Тернопільській області

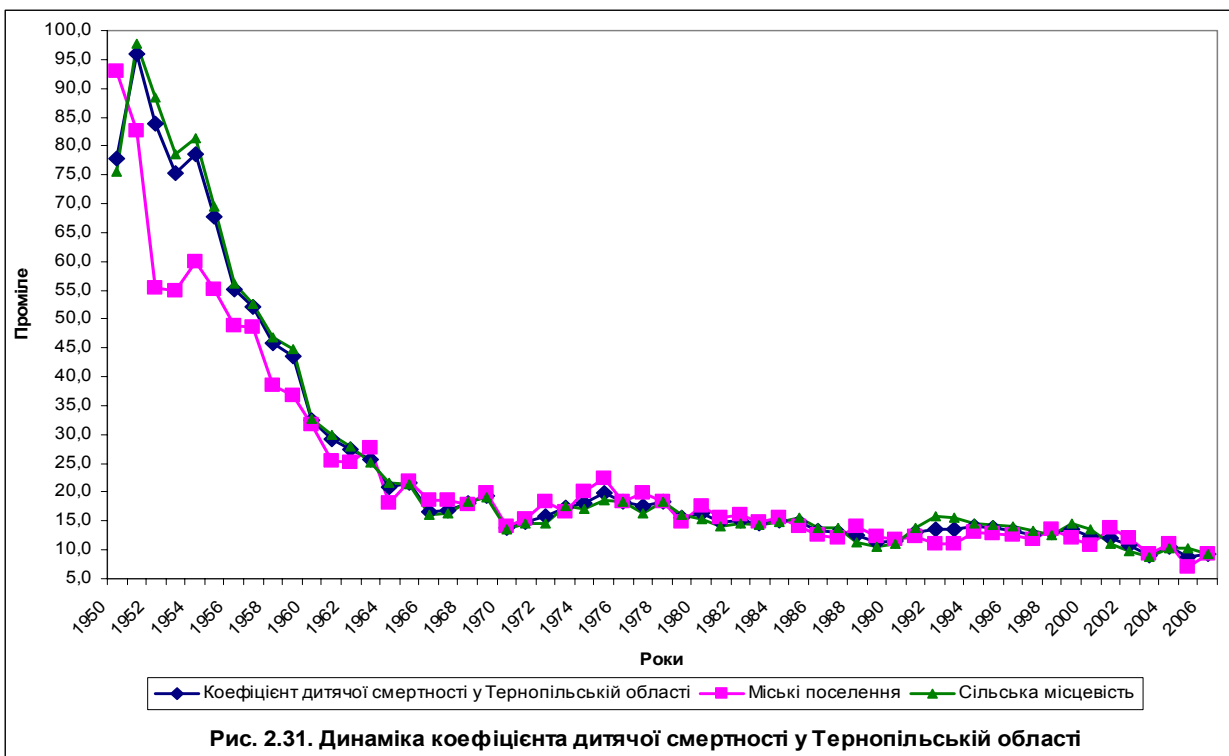
Загальний коефіцієнт дитячої смертності (коефіцієнт смертності немовлят), розрахований за співвідношенням кількості дітей, які померли у віці до 1 року, до кількості народжених живими (у проміле) протягом 1950–2006 рр., має стійку тенденцію до зменшення, при цьому закономірності динаміки часткових коефіцієнтів у міських поселеннях і сільській місцевості ідентичні (рис. 2.31).

Таблиця 2.35

Характеристики динамічного розподілу коефіцієнтів смертності
у Тернопільській області в 1950–2006 рр.*

Показники	Тернопільська область	у тому числі	
		міські поселення	сільська місцевість
Мода	12,5	6,9	17,6
Медіана	11,8	7,4	13,2
Середня	11,5	7,7	13,6
Коефіцієнт асиметрії	-0,089	0,464	0,039
Коефіцієнт ексцесу	-1,259	-0,734	-1,525
Мінімальне значення	7,9	5,7	8,4
Максимальне значення	15,1	10,6	18,6
1-й кuartиль	9,6	6,6	10,3
3-й кuartиль	13,6	8,7	17,4
Кuartильний коефіцієнт диференціації, %	17,2	13,7	25,6

*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.



На нашу думку, можна здійснити таку періодизацію зміни у часі загального коефіцієнта дитячої смертності (табл. 2.36):

- 1950–1965 рр. – дуже швидке зменшення;
- 1966–1978 рр. – дуже повільне збільшення;
- 1979–1990 рр. – повільне скорочення;

1991–1999 рр. – стабілізація на рівні 13–13,5‰;
2000–2006 рр. – швидке зменшення.

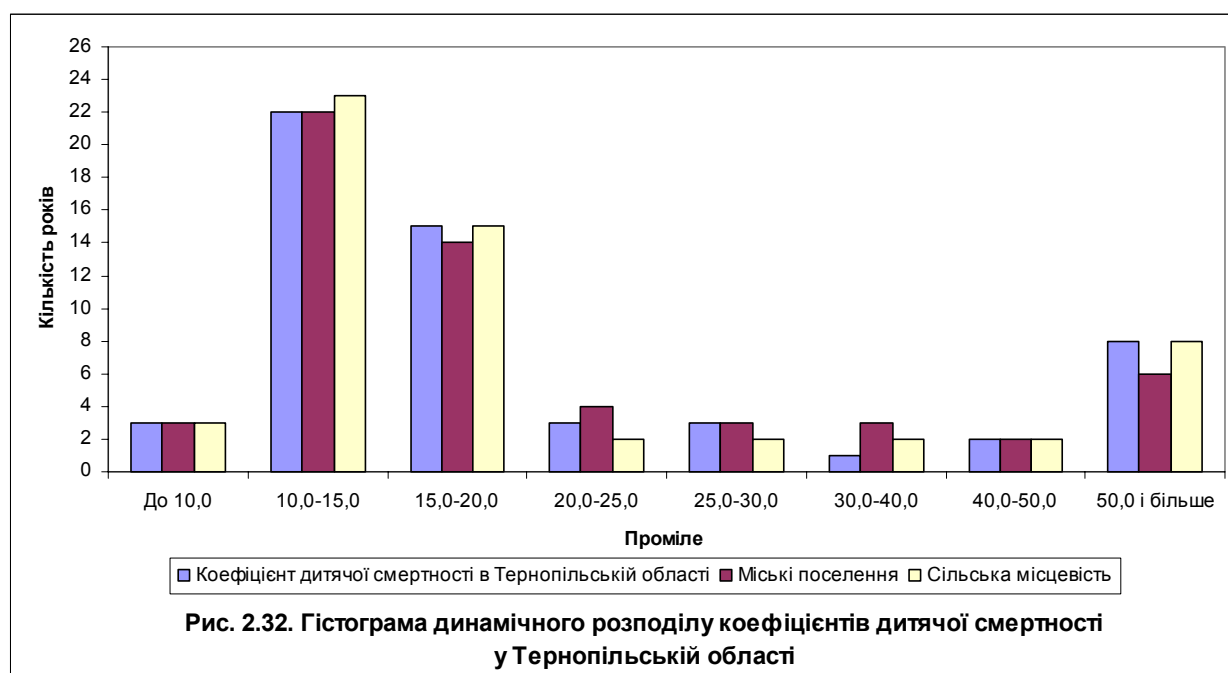
Таблиця 2.36

Середньорічні показники динаміки та динамічної варіації загального коефіцієнта дитячої смертності у Тернопільській області*

Період	Кількість років у періоді	Середньорічне значення, ‰	Середньорічний абсолютний приріст, п. п.	Середньорічний темп приросту, %	Середнє квадратичне відхилення, п. п.	Коефіцієнт варіації, %
1950–1965	16	52,1	–3,76	–8,2	24,92	47,8
1966–1978	13	17,3	0,13	0,8	1,74	10,0
1979–1990	12	14,0	–0,38	–2,8	1,63	11,6
1991–1999	9	13,4	0,04	0,3	0,39	2,9
2000–2006	7	10,5	–0,52	–4,7	1,45	13,8

*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Максимальне значення коефіцієнта зафіксовано у 1951 р. – 95,9‰, а мінімальне – у 2005 р. (8,9‰), отже, відбулося його зменшення в 11 разів. Оскільки динаміка часткових коефіцієнтів дитячої смертності аналогічна динаміці загального коефіцієнта, наведену вище періодизацію доцільно поширити й на перші. Ідентичність закономірностей зміни у часі цих трьох коефіцієнтів підтверджують побудований комбінаційний ряд динамічного розподілу (рис. 2.32), а також розрахунки його характеристик (табл. 2.37).



Таблиця 2.37

Характеристики динамічного розподілу коефіцієнтів дитячої смертності у Тернопільській області в 1950–2006 рр.*

Показники	Тернопільська область	у тому числі	
		міські поселення	сільська місцевість
Мода	13,65	13,52	13,57
Медіана	15,64	16,14	15,61
Середня	24,91	23,12	25,21
Коефіцієнт асиметрії	1,988	2,208	2,007
Коефіцієнт ексцесу	2,882	4,827	2,937
Мінімальне значення	8,9	7,1	8,8
Максимальне значення	95,9	93,0	97,8
1-й кuartиль	13,27	12,46	13,90
3-й кuartиль	21,51	22,41	21,66
Кuartильний коефіцієнт диференціації, %	23,7	28,5	21,8

*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Отже, динамічний розподіл коефіцієнтів дитячої смертності характеризується дуже значною правобічною асиметрією та гостровершинністю. Так, протягом 37 років (65% від досліджуваного періоду) значення загального коефіцієнта перебувало в інтервалі 10–20‰ (часткових коефіцієнтів – відповідно 36 і 38 років).

Загальний коефіцієнт природного приросту (скорочення) населення (K_{Δ}) визначається двома способами:

$$\text{перший спосіб} \quad K_{\Delta} = \frac{N - M}{\bar{S}} \times 1000 = \frac{\Delta}{\bar{S}} \times 1000;$$

$$\text{другий спосіб} \quad K_{\Delta} = K_N - K_M,$$

де N , M , Δ – відповідно кількість народжених і померлих, природний приріст (скорочення) населення протягом року;

\bar{S} – середньорічна чисельність населення;

K_N , K_M – відповідно коефіцієнт народжуваності та смертності.

Отже, динаміка цього коефіцієнта зумовлюється змінами у часі, по-перше, абсолютного природного приросту (скорочення) населення і його середньорічної чисельності, по-друге, загальних коефіцієнтів народжуваності та смертності.

У 1950–2006 рр. динаміка коефіцієнта природного приросту населення у Тернопільській області характеризувалася тенденцією до змен-

шення (див. рис. 2.26), за винятком другої половини 1950-х і середини 1960-х рр. З 1992 р. вказаний коефіцієнт набув від'ємних значень, оскільки у регіоні виникло явище депопуляції. Максимальне значення коефіцієнта зафіксовано у 1958 р. – 13,9‰, загалом з 1955 р. до 1963 р. його величина перевищувала 10‰, проте за період з 1963 р. до 1973 р. показник зменшився у два рази – з 10,2‰ до 5,1‰, а в 1991 р. відбувся останній дуже незначний природний приріст – 0,4‰. Протягом подальших років коефіцієнт природного приросту набув від'ємних значень і перетворився на коефіцієнт природного скорочення населення, причому його величина характеризується доволі чіткою тенденцією до збільшення.

Оцінювання інтенсивності динаміки коефіцієнта природного приросту (скорочення) населення регіону дає підстави для виокремлення таких періодів (табл. 2.38): 1950–1953 рр. – дуже швидке зменшення; 1954–1960 рр. – дуже швидке збільшення; 1961–1981 рр. – швидке скорочення; 1982–1986 рр. – швидке зростання; 1987–1991 рр. – надзвичайно швидке зменшення до нульового значення; 1992–1998 рр. – надзвичайно швидке скорочення (надзвичайно швидке збільшення від'ємних значень); 1999–2006 рр. – стабілізація на рівні від –4,5‰ до –5,5‰.

Таблиця 2.38

Середньорічні показники динаміки та динамічної варіації коефіцієнта природного приросту (зменшення) населення Тернопільської області*

Період	Кількість років у періоді	Середньорічне значення, ‰	Середньорічний абсолютний приріст, п. п.	Середньорічний темп приросту, %	Середнє квадратичне відхилення, п. п.	Коефіцієнт варіації, %
1950–1953	4	9,2	–1,02	–11,3	1,39	15,1
1954–1960	7	12,0	0,89	8,6	1,90	15,9
1961–1981	21	6,4	–0,48	–6,9	2,65	41,5
1982–1986	5	3,6	0,18	4,7	0,84	23,0
1987–1991	5	1,8	–0,55	–38,6	0,97	53,5
1992–1998	7	–1,9	–0,50	–77,2	1,12	58,7
1999–2006	8	–4,9	0,03	–0,6	0,46	9,4

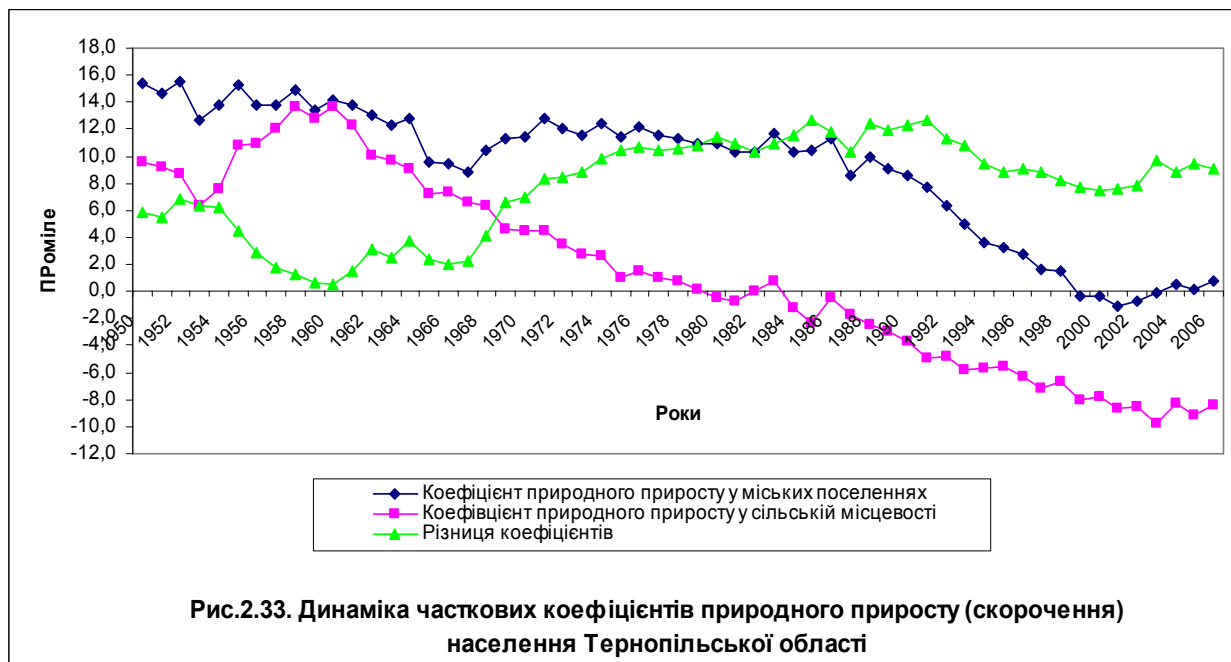
*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Необхідно зазначити, що швидке збільшення коефіцієнта природного приросту населення регіону протягом 1954–1960 рр. зумовлено протилежними тенденціями динаміки коефіцієнтів народжуваності та смертності, зокрема, перший збільшився на 9%, а другий зменшився на 31,3%. У 1961–1965 рр. коефіцієнт народжуваності швидко скорочував-

ся при відносно стабільному коефіцієнті смертності, з 1966 р. перший коефіцієнт повільно зменшувався, а інший доволі швидко зростав. Отже, в обох випадках коефіцієнт природного приросту скорочувався швидкими темпами до 2001 р., але з 2002 р. розпочалося збільшення коефіцієнта народжуваності, що привело до стабілізації коефіцієнта природного скорочення і навіть незначного його зменшення у 2005–2006 рр.

Аналіз інтенсивності динаміки часткових коефіцієнтів природного приросту (скорочення) міського і сільського населення дав змогу визначити значні відмінності закономірностей і тенденцій у 1950–2006 рр. (рис. 2.33). Так, до початку 1960-х рр. коефіцієнт природного приросту міського населення повільно зменшувався, а сільського – швидко збільшувався, тому протягом 1959–1960 рр. значення цих показників зрівнялися і перебували на рівні 13–14‰. Проте з 1961 р. до 1968 р. швидкість зменшення коефіцієнта була дещо більшою у сільській місцевості, тому сформувався незначне його перевищення у міських поселеннях. З 1969 р. до початку 1980-х рр. тенденції динаміки коефіцієнтів були протилежними – доволі швидке зростання і стабілізація на рівні 11–12‰ у міських поселеннях і дуже швидке скорочення (до 0,1‰ у 1979 р.) у сільській місцевості, при цьому різниця постійно збільшувалася. З кінця 1980-х рр. розпочалося швидке зменшення коефіцієнта природного приросту міського населення (до 1,6‰ у 1998 р.), а в сільській місцевості швидко збільшувався коефіцієнт природного скорочення (до –8,6‰ у 2001 р.). Проте, починаючи з 2002 р., визначилася позитивна тенденція до повільного зростання коефіцієнта природного приросту у міських поселеннях і стабілізації коефіцієнта природного скорочення сільського населення.

У міських поселеннях особливості динаміки коефіцієнта природного приросту зумовлюють здійснення такої періодизації (табл. 2.39): 1950–1967 рр. – повільне зменшення; 1968–1974 рр. – повільне збільшення; 1975–1986 рр. – стабілізація на рівні 10,5–11,5‰; 1987–1998 рр. – дуже швидке скорочення; 1999–2002 рр. – формування від’ємних значень і швидке їхнє зростання; 2003 р. – нульовий коефіцієнт; 2004–2006 рр. – швидке збільшення.



Таблиця 2.39

Середньорічне показники динаміки та динамічної варіації коефіцієнта природного приросту (скорочення) міського населення Тернопільської області*

Період	Кількість років у періоді	Середньорічне значення, %	Середньорічне абсолютний приріст, п. п.	Середньорічний темп приросту, %	Середнє квадратичне відхилення, п.п.	Коефіцієнт варіації, %
1950–1967	18	13,2	–0,38	–3,2	2,02	15,4
1968–1974	7	11,7	0,34	3,0	0,79	6,7
1975–1986	12	11,1	–0,01	–0,05	0,64	5,7
1987–1998	12	5,7	–0,64	–14,4	3,07	53,9
1999–2002	4	–0,6	–0,13	–32,6	0,33	54,9
2003	1	0	0	0	0	0
2004–2006	3	0,5	0,07	12,5	0,26	52,1

*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

У міських поселеннях максимальні значення коефіцієнта природного приросту припадають на 1950-ті рр. (1952 р. – 15,5%), але до середини 1980-х рр., хоча й відбувалося певне зменшення, значення показника перевищували 10%. Проте з 1987 р. до 1998 р. коефіцієнт зменшився більш ніж у 5 разів (з 8,6 до 1,6%), а в 1999–2002 рр. набув від’ємних значень (–1,1% у 2001 р.).

У сільській місцевості доцільно виокремити такі періоди динаміки коефіцієнта природного приросту (скорочення) населення (табл. 2.40): 1950–1953 рр. – швидке зменшення; 1954–1960 рр. – швидке збільшення; 1961–1979 рр. – надзвичайно швидке скорочення; 1980–2000 рр. – фор-

мування від’ємних значень та їхнє швидке зростання; 2001–2006 рр. – стабілізація на рівні від –8,5 до –9,5%.

Максимальні значення коефіцієнта природного приросту сільського населення припадають на кінець 1950-х і початок 1960-х рр. (13,7% у 1958 р.), а з 1955 р. до 1962 р. його значення перевищували 10%, далі показник стрімко зменшувався – з 9,7% у 1963 р. до 0,1% у 1979 р. З 1980 р. розпочалося дуже швидке збільшення коефіцієнта природного скорочення, яке досягло максимального значення (–9,8%) у 2003 р.

Таблиця 2.40

Середньорічні показники динаміки та динамічної варіації коефіцієнта природного приросту (зменшення) сільського населення Тернопільської області*

Період	Кількість років у періоді	Середньорічне значення, ‰	Середньорічний абсолютний приріст, п. п.	Середньорічний темп приросту, %	Середнє квадратичне відхилення, п. п.	Коефіцієнт варіації, %
1950–1953	4	8,4	–1,06	–12,6	1,43	17,0
1954–1960	7	11,6	1,01	10,2	2,13	18,3
1961–1979	19	5,0	–0,67	–22,4	3,56	71,1
1980–2000	21	–3,7	–0,36	–14,7	2,38	64,2
2000–2006	6	–8,8	0,06	–0,7	0,57	6,5

*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Порівняння динамічного розподілу часткових коефіцієнтів природного приросту (скорочення) міського та сільського населення (рис. 2.32) дає змогу зробити висновок про наявність суттєвих відмінностей у їхній динаміці, що підтверджує також розрахунок характеристик динамічного розподілу (табл. 2.41).

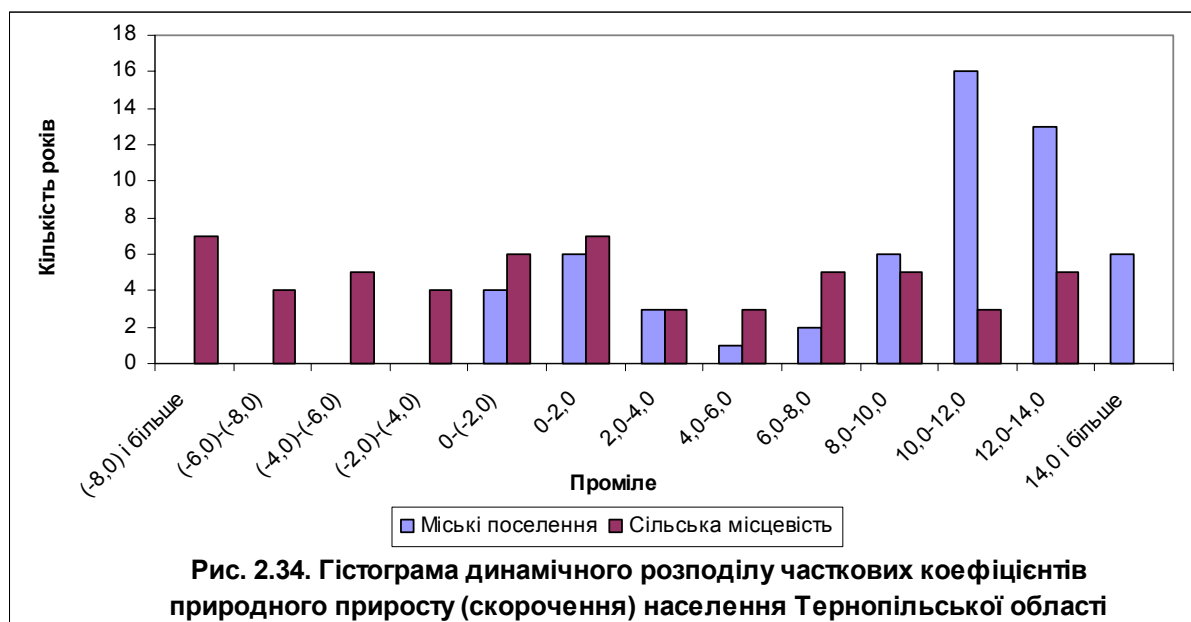


Рис. 2.34. Гістограма динамічного розподілу часткових коефіцієнтів природного приросту (скорочення) населення Тернопільської області

Таким чином, динамічний розподіл коефіцієнта природного приросту (скорочення) міського населення є одномодальним з чітко вираженою лівобічною асиметрією і незначною плосковершинністю, при цьому протягом 29 років (51% від досліджуваного періоду) спостерігався природний приріст на рівні від 10‰ до 14‰.

Таблиця 2.41

Характеристики динамічного розподілу коефіцієнтів природного приросту (скорочення) населення в Тернопільській області в 1950–2006 рр.*

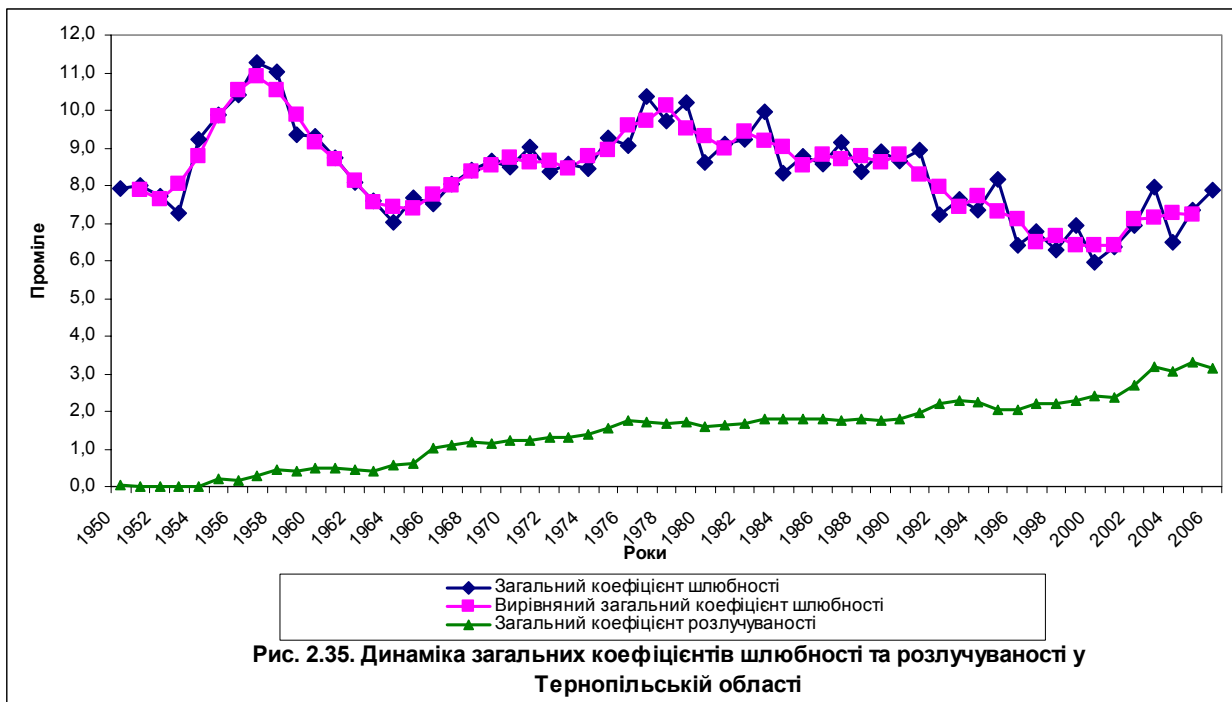
Показники	Тернопільська область	у тому числі	
		міські поселення	сільська місцевість
Мода	4,7	11,5	–
Медіана	4,2	10,9	0,8
Середня	4,0	9,1	1,4
Коефіцієнт асиметрії	–0,135	–0,850	0,101
Коефіцієнт ексцесу	–0,922	–0,583	–1,210
Мінімальне значення	–5,6	–1,1	–9,8
Максимальне значення	13,9	15,5	13,7
1-й квартиль	–0,1	6,4	–5,0
3-й квартиль	12,6	12,6	7,4

*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Динамічний розподіл коефіцієнта природного приросту (скорочення) сільського населення характеризується відсутністю модального значення та значною плосковершинністю, яка свідчить про низький ступінь його концентрації.

У Тернопільській області протягом 1950–2006 рр. закономірності динаміки загальних коефіцієнтів шлюбності та розлучуваності мали суттєві відмінності, зокрема, для першого коефіцієнта характерною є відсутність чітко вираженої тенденції до зміни у часі, а другий мав стійку тенденцію до збільшення (рис. 2.35). При цьому коефіцієнт нестійкості шлюбів, розрахований як відношення кількості зареєстрованих розлучень до кількості зареєстрованих шлюбів (у проміле), зростав швидкими темпами.

Аналіз показників інтенсивності динаміки загального коефіцієнта шлюбності дає підстави для здійснення такої періодизації (табл. 2.42): 1950–1957 рр. – швидке збільшення; 1958–1964 рр. – швидке зменшення; 1965–1979 рр. – повільне зростання; 1980–1991 рр. – стабілізація на рівні 8–9‰; 1992–2000 рр. – повільне скорочення; 2001–2006 рр. – доволі швидке збільшення.



На онові даних табл. 2.42 доходимо висновку, що до початку 1990-х рр. значення коефіцієнта були стабільними і переважно коливалися в межах інтервалу 8–11‰, а максимум зафіксовано у 1957 р. – 11,3‰. З середини 1990-х рр. коефіцієнт шлюбності почав зменшуватися і досяг мінімуму в 2000 р. – 5,9‰, проте з наступного року розпочалося доволі швидке його збільшення до рівня початку 1950-х рр.

Таблиця 2.42

Середньорічні показники динаміки та динамічної варіації загального коефіцієнта шлюбності у Тернопільській області*

Період	Кількість років у періоді	Середньорічне значення, ‰	Середньорічний абсолютний приріст, п. п.	Середньорічний темп приросту, %	Середнє квадратичне відхилення, п. п.	Коефіцієнт варіації, %
1950–1957	8	9,0	0,48	5,2	1,46	16,3
1958–1964	7	8,7	-0,67	-7,2	1,33	15,3
1965–1979	15	8,8	0,18	2,1	0,84	9,5
1980–1991	12	8,9	0,03	0,3	0,45	5,0
1992–2000	9	7,0	-0,16	-2,4	0,71	10,2
2001–2006	6	7,2	0,30	4,3	0,68	9,4

*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Слід також зазначити, що зменшення кількості зареєстрованих шлюбів у високосних роках та збільшення у суміжний період зумовлює відповідні коливання коефіцієнта шлюбності з чотирирічним циклом,

що дає змогу використати тричленну рухому середню для вирівнювання ряду динаміки.

Часткові коефіцієнти шлюбності міського і сільського населення регіону по 1957 р. мали протилежний напрямок динаміки – у міських поселеннях коефіцієнт зменшувався, а в сільській місцевості збільшувався при збереженні переваги першого, але наприкінці 1950-х рр. сформувалися аналогічні закономірності та тенденції їхньої динаміки, незначною була також відмінність коефіцієнтів (рис. 2.36). При цьому чітко виражена тенденція щодо динаміки відсутня в обох субнаселеннях.

Динаміка коефіцієнта шлюбності міського населення дає змогу виокремити такі періоди з відмінними її закономірностями та тенденціями (табл. 2.43):

- 1950–1964 рр. – швидке зменшення;
- 1965–1975 рр. – помірне збільшення;
- 1976–1991 рр. – стабілізація на рівні 9–10%;
- 1992–2000 рр. – помірне скорочення;
- 2001–2006 рр. – швидке зростання.

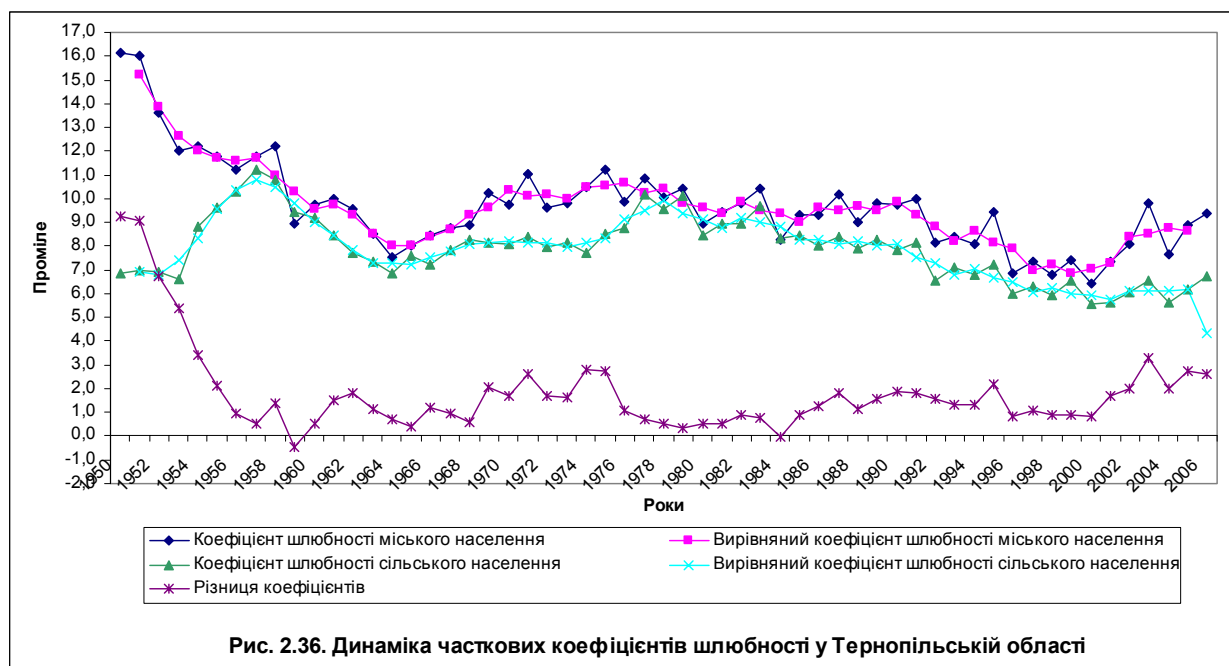


Рис. 2.36. Динаміка часткових коефіцієнтів шлюбності у Тернопільській області

Максимальне значення коефіцієнта шлюбності у міських поселеннях зафіксовано у 1950 р. – 16,1%, а мінімальне – в 2000 р. (6,4%). Отже, за 50 років коефіцієнт зменшився на 60%, але з середини 1960-х до початку 1990-х рр. його значення було доволі стабільним.

Таблиця 2.43

Середньорічні показники динаміки та динамічної варіації часткового коефіцієнта шлюбності міського населення Тернопільської області*

Період	Кількість років у періоді	Середньорічні значення, ‰	Середньорічний абсолютний приріст, п. п.	Середньорічний темп приросту, %	Середнє квадратичне відхилення, п.п.	Коефіцієнт варіації, %
1950–1964	15	11,4	–0,61	–5,3	2,50	21,9
1965–1975	11	9,7	0,32	3,5	1,05	10,9
1976–1991	16	9,7	0,01	0,1	0,64	6,7
1992–2000	8	7,7	–0,25	–3,4	0,95	12,4
2001–2006	6	8,5	0,40	4,9	0,99	11,6

*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Закономірності динаміки коефіцієнта шлюбності сільського населення зумовлюють здійснення такої періодизації (табл. 2.44): 1950–1957 рр. – швидке зростання; 1958–1964 рр. – швидке зменшення; 1965–1979 рр. – повільне збільшення; 1980–1991 рр. – стабілізація на рівні 8–9‰; 1992–2001 рр. – повільне скорочення; 2002–2006 р. – повільне збільшення.

Максимального значення коефіцієнт шлюбності сільського населення набув у 1957 р. 11,2‰, а мінімального – в 2000–2001 рр. (5,6‰), отже, рівень показника за цей період зменшився вдвічі. З кінця 1950-х до початку 1990-х рр. величина коефіцієнта коливалася у доволі вузьких межах, про що свідчать стабільні середньорічні значення та невисокий коефіцієнт варіації.

Таблиця 2.44

Середньорічні показники динаміки та динамічної варіації часткового коефіцієнта шлюбності міського населення Тернопільської області*

Роки	Кількість років у періоді	Середньорічне значення, ‰	Середньорічний абсолютний приріст, п. п.	Середньорічний темп приросту, %	Середнє квадратичне відхилення, п.п.	Коефіцієнт варіації, %
1950–1957	8	8,4	0,62	7,2	1,82	21,6
1958–1964	7	8,5	–0,66	–7,3	1,37	16,1
1965–1979	15	8,4	0,18	2,1	0,88	10,4
1980–1991	12	8,4	–0,02	–0,3	0,51	6,1
1992–2001	10	6,4	–0,10	–1,7	0,57	8,9
2002–2006	5	6,2	0,17	2,7	0,44	7,0

*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Побудова комбінаційного динамічного ряду розподілу (рис. 2.37) підтверджує як наявність спільних рис, так і відмінностей у закономір-

ностях динаміки субкоефіцієнтів шлюбності, зокрема, для обох коефіцієнтів характерним є одномодальний розподіл із дуже незначною асиметрією та значною гостровершинністю, проте характеристики центру розподілу більш виражені у міських поселеннях (табл. 2.45). У міських поселеннях протягом 43 років (75% від досліджуваного періоду) значення коефіцієнта перебували в межах інтервалу 7–11‰, а у сільській місцевості 47 років (82%) не перевищували 9‰.

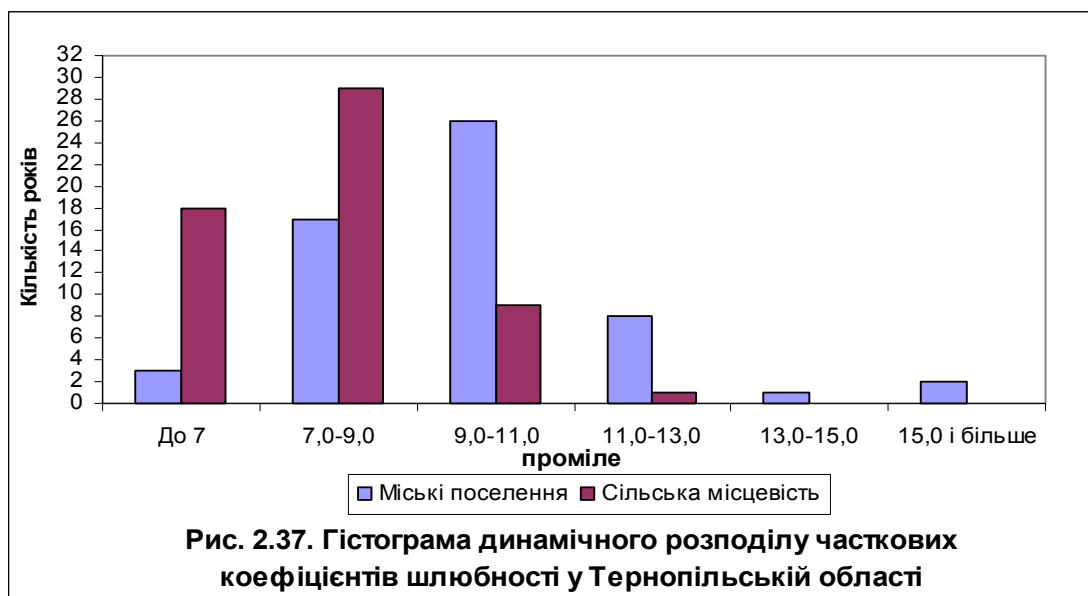


Рис. 2.37. Гістограма динамічного розподілу часткових коефіцієнтів шлюбності у Тернопільській області

Таблиця 2.45

Характеристики динамічного розподілу коефіцієнтів шлюбності населення у Тернопільській області в 1950–2006 рр.*

Показники	Міські поселення	Сільська місцевість
Мода	9,63	7,71
Медіана	9,62	7,96
Середня	9,70	7,89
Коефіцієнт асиметрії	0,016	0,133
Коефіцієнт ексцесу	2,796	2,341
Мінімальне значення	6,4	5,6
Максимальне значення	16,1	10,3
1-й квартиль	8,4	6,9
3-й квартиль	10,4	8,5
Квартильний коефіцієнт диференціації, %	10,6	10,4

*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Динаміка загального коефіцієнта розлучуваності відображає стійку тенденцію до збільшення (див. рис. 2.33), проте доцільно виокремити такі періоди з відмінними закономірностями зміни у часі (табл. 2.46): 1955–1965 рр. – дуже швидке збільшення; 1966–1974 рр. – швидке зростання; 1975–1982 рр. – стабілізація на рівні 1,6–1,7‰; 1983–1991 рр. – стабілізація на рівні 1,8–1,9‰; 1992–1996 рр. – повільне зменшення; 1997–2002 рр. – швидке збільшення; 2003–2006 рр. – стабілізація на рівні 3,1–3,3‰.

Таблиця 2.46

Середньорічні показники динаміки та динамічної варіації загального коефіцієнта розлучуваності населення Тернопільської області*

Період	Кількість років у періоді	Середньорічне значення, ‰	Середньорічний абсолютний приріст, п. п.	Середньорічний темп приросту, %	Середнє квадратичне відхилення, п. п.	Коефіцієнт варіації, %
1955–1965	11	0,4	0,04	12,4	0,14	34,2
1965–1974	9	1,2	0,05	4,1	0,12	9,9
1975–1982	8	1,7	0,01	0,9	0,06	3,9
1983–1991	9	1,8	0,02	0,9	0,06	3,1
1992–2002	6	2,4	0,10	4,1	0,19	8,0
2002–2006	4	3,2	-0,02	-0,5	0,11	3,5

*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Інтенсивність розлучуваності була надзвичайно низькою до середини 1960-х рр. (коефіцієнт розлучуваності не перевищував 0,6‰). Протягом наступних 26 років (з 1966 р. до 1991 р.) коефіцієнт розлучуваності перебував у межах від 1‰ до 2‰, у 1992–2003 рр. (11 років) його значення дорівнювали 2–3‰, а з 2003 р. – перевищили 3‰.

Порівняння динаміки часткових коефіцієнтів розлучуваності міського і сільського населення свідчить про суттєві відмінності закономірностей їхньої зміни у часі за наявності спільної тенденції до збільшення (рис. 2.38). По-перше, значення коефіцієнта в 2–3 рази вищі у міських поселеннях, при цьому його динаміка характеризується кількома періодами стрибкоподібного збільшення, тоді як у сільській місцевості коефіцієнт змінювався більш рівномірно. Максимальна розбіжність значень припадає на 1966–1972 і 1989–1994 рр.

У міських поселеннях, на нашу думку, доцільно здійснити таку періодизацію динаміки коефіцієнта розлучуваності (табл. 2.47): 1955–1965 рр. – швидке збільшення; 1966–1979 рр. – стабілізація на рівні 3,0–

3,3‰; 1980–1987 рр. – повільне зменшення; 1988–1994 рр. – повільне зростання; 1995–2001 рр. – стабілізація на рівні 3,3–3,4‰; 2002–2006 рр. – повільне збільшення.

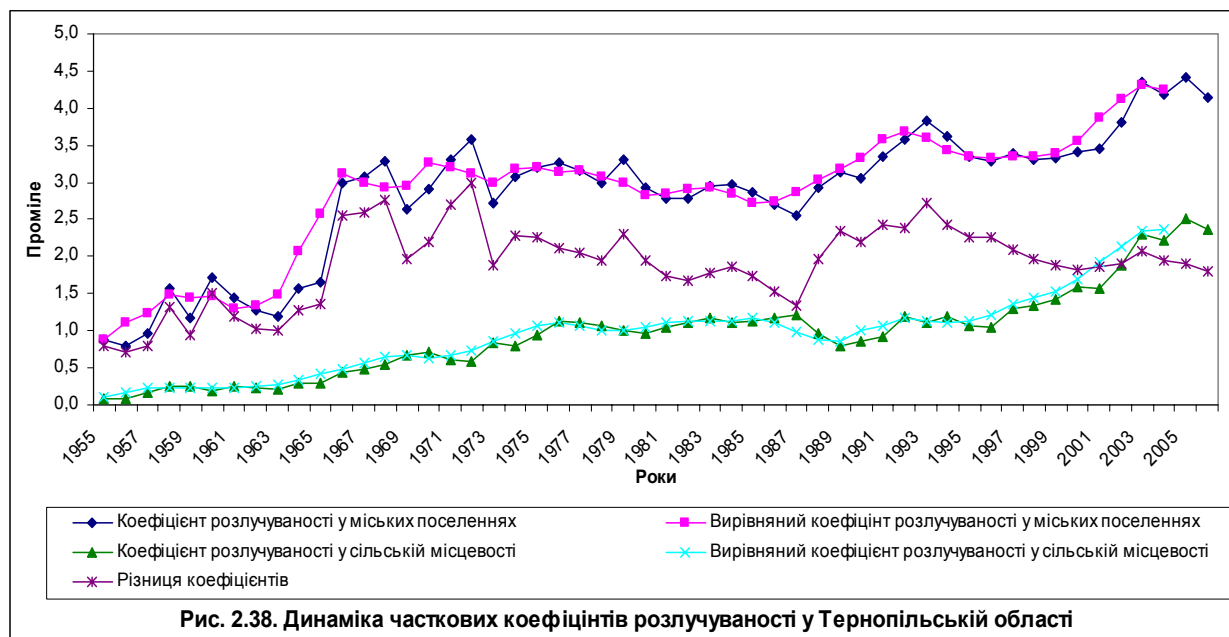


Рис. 2.38. Динаміка часткових коефіцієнтів розлучуваності у Тернопільській області

Таблиця 2.47

Середньорічні показники динаміки та динамічної варіації часткового коефіцієнта розлучуваності міського населення Тернопільської області*

Період	Кількість років у періоді	Середньорічне значення, ‰	Середньорічний абсолютний приріст, п. п.	Середньорічний темп приросту, %	Середнє квадратичне відхилення, п. п.	Коефіцієнт варіації, %
1955–1965	11	1,3	0,08	6,5	0,32	24,8
1965–1979	14	3,1	0,02	0,7	0,25	8,0
1980–1987	8	2,8	-0,05	-1,9	0,14	4,9
1988–1994	7	3,4	0,12	3,6	0,33	9,8
1995–2001	7	3,4	0,02	0,5	0,06	1,8
2002–2006	5	4,2	0,09	2,2	0,24	5,7

*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Перше стрімке зростання коефіцієнта розлучуваності міського населення відбулося у середині 1960-х рр. – з 1,7‰ у 1965 р. до 3,0‰ у 1966 р. (на 76,5%), друге – на початку 1970-х рр. (з 2,6‰ у 1969 р. до 3,6‰ у 1972 р., тобто на 38,5%), третє – на початку 1990-х рр. (з 3,1‰ у 1990 р. до 3,8‰ у 1993 р., тобто на 22,6%), четверте – на початку XXI ст. (з 3,4‰ у 2000 р. до 4,4‰ у 2003 р., тобто на 29,4%).

У сільській місцевості можна виокремити чотири періоди з відмінними тенденціями та закономірностями динаміки коефіцієнта розлучу-

ваності (табл. 2.48): 1955–1975 рр. – дуже швидке збільшення в межах 1‰; 1976–1985 рр. – стабілізація на рівні 1,0–1,2‰; 1986–1989 рр. – дуже швидке зменшення; 1990–2006 рр. – швидке зростання.

Таблиця 2.48

Середньорічні показники динаміки та динамічної варіації часткового коефіцієнта розлучуваності сільського населення Тернопільської області*

Період	Кількість років у періоді	Середньорічне значення, ‰	Середньорічний абсолютний приріст, п. п.	Середньорічний темп приросту, %	Середнє квадратичне відхилення, п. п.	Коефіцієнт варіації, %
1955–1975	21	0,4	0,04	12,6	0,26	60,9
1976–1985	10	1,1	0,00	0,0	0,06	5,5
1986–1989	4	1,0	-0,13	-12,5	0,19	19,2
1990–2006	17	1,5	0,09	6,5	0,53	35,2

*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Коефіцієнт розлучуваності сільського населення стрибкоподібно збільшився тричі: у 1970-х рр. було зафіксовано швидке його збільшення з 0,6‰ у 1972 р. до 1,1‰ у 1976 р., або на 83%, на початку 1990-х рр. він підвищився з 0,8‰ у 1989 р. до 1,2‰ у 1992 р., тобто на 50%, а також на початку XXI ст. – з 1,6‰ у 2001 р. до 2,3‰ у 2003 р., або на 43,8%.

Побудова комбінаційного динамічного ряду розподілу часткових коефіцієнтів розлучуваності міського і сільського населення підтверджує наявність значних відмінностей у їхній динаміці (рис. 2.33). Так, у міських поселеннях протягом 32 років значення коефіцієнта перебувало в інтервалі 2,5–3,5‰, а в сільській місцевості 45 років коефіцієнт не перевищував 1,5‰. Суттєво відрізняються також характеристики динамічного розподілу субкоефіцієнтів розлучуваності (табл. 2.49). Зокрема, у міських жителів у 2,5–3 рази вищі середні характеристики та квартилі, проте у сільського населення значно більша варіація показника, про що свідчить квартильний коефіцієнт варіації (41,2% проти 10% у міського населення).

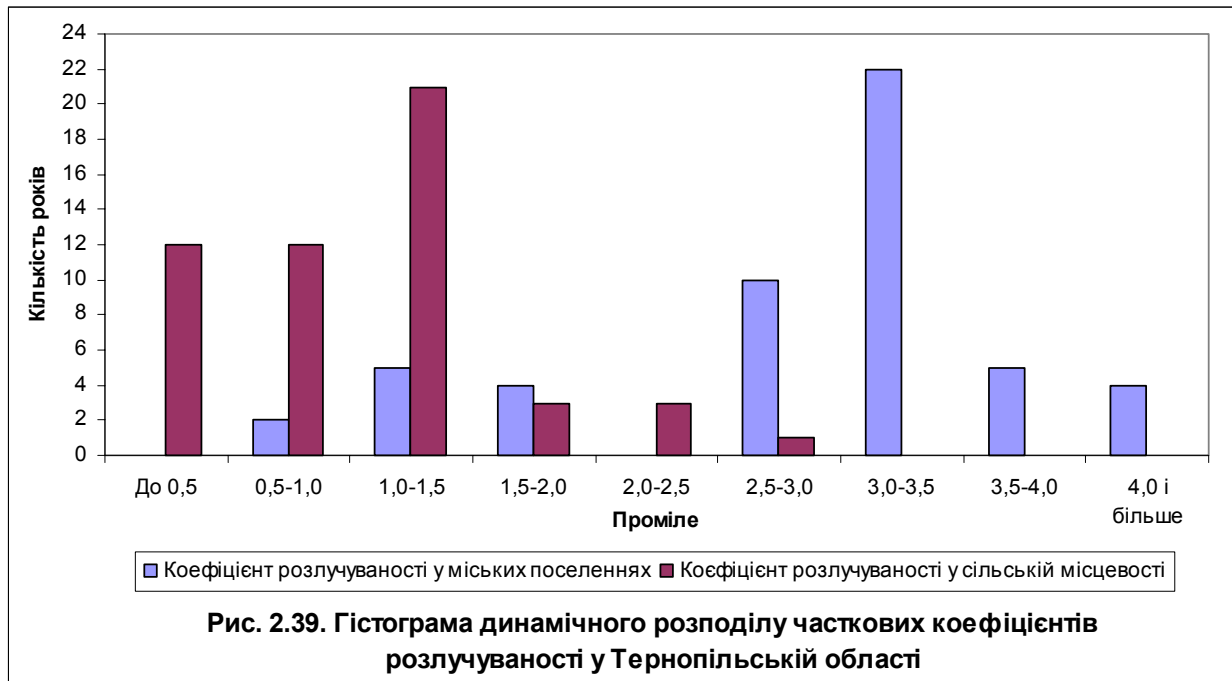


Рис. 2.39. Гістограма динамічного розподілу часткових коефіцієнтів розлучуваності у Тернопільській області

Таблиця 2.49

Характеристики динамічного розподілу коефіцієнтів розлучуваності населення Тернопільської області у 1955–2006 рр.*

Показники	Міські поселення	Сільська місцевість
Мода	3,21	1,17
Медіана	3,07	0,99
Середня	2,85	0,96
Коефіцієнт асиметрії	-0,393	-0,356
Коефіцієнт ексцесу	-0,051	0,535
Мінімальне значення	0,8	0,1
Максимальне значення	4,4	2,5
1-й квартиль	2,7	0,5
3-й квартиль	3,3	1,2
Квартильний коефіцієнт диференціації, %	10,0	41,2

*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Кількісне співвідношення процесів шлюбності та розлучуваності характеризується коефіцієнтом нестійкості шлюбів (K_{nh}), який визначається за формулою:

$$K_{nh} = \frac{R}{H} \times 1000, \text{ або } K_{nh} = \frac{K_R}{K_H} \times 1000,$$

де R, H – відповідно кількість зареєстрованих розлучень і шлюбів протягом року; K_R, K_H – коефіцієнти розлучуваності та шлюбності.

Динаміка коефіцієнта зумовлюється закономірностями зміни у часі кількості зареєстрованих шлюбів і розлучень, або інтенсивності шлюбності та розлучуваності. Якщо значення вихідних показників змінюються у протилежних напрямках, швидкість зміни коефіцієнта нестійкості шлюбів збільшується, а у протилежному разі – сповільнюється. Оскільки у Тернопільській області показники шлюбності мають тенденцію до зменшення, а розлучуваності – навпаки, коефіцієнт нестійкості шлюбів швидко збільшувався (див. рис. 2.33). Загалом, на нашу думку, можна виокремити три періоди з відмінними закономірностями щодо його динаміки (табл. 2.50):

- 1955–1965 рр. – дуже швидке збільшення до рівня 90‰;
- 1966–1991 рр. – повільне зростання до рівня 220‰;
- 1992–2006 рр. – повільне збільшення до рівня понад 300‰.

Таблиця 2.50

Середньорічні показники динаміки та динамічної варіації часткового коефіцієнта розлучуваності сільського населення Тернопільської області*

Період	Кількість років у періоді	Середньорічне значення, ‰	Середньорічний абсолютний приріст, п. п.	Середньорічний темп приросту, %	Середнє квадратичне відхилення, п.п.	Коефіцієнт варіації, %
1955–1965	11	46,9	5,91	15,3	21,1	45,0
1966–1991	25	175,4	3,41	2,0	27,5	15,7
1992–2006	15	357,9	6,47	1,9	61,2	17,1

*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Необхідно зазначити, що для динаміки коефіцієнта нестійкості шлюбів характерним є стрибкоподібне зростання. Зокрема, у 1966 р. порівняно з попереднім роком його значення збільшилося на 74,4% (з 77,8‰ до 135,7‰), у 1992 р. – на 41% (з 217,6‰ до 306,8‰), у 2000 р. – на 23,4% (з 326,7‰ до 403,2‰), у 2004 р. – на 18,2% (з 398,7‰ до 471,4‰).

Динаміка часткових коефіцієнтів нестійкості шлюбів міського і сільського населення має певні відмінності закономірностей за наявності спільної тенденції до збільшення (рис. 2.40). У міських поселеннях рівень коефіцієнта значно вищий, ніж у сільській місцевості, максимальна різниця спостерігалася у середині 1960-х і 1990-х рр., проте з 2000 р. вона різко зменшилася за рахунок суттєво вищих темпів збільшення коефіцієнта у сільській місцевості. Крім цього, варіація коефіцієнта значно

більша у міських поселеннях, оскільки для них характерні численні стрибкоподібні зміни, тоді як траєкторія динаміки коефіцієнта у сільській місцевості, зображена на рис. 2.40, доволі плавна (еволюторна).

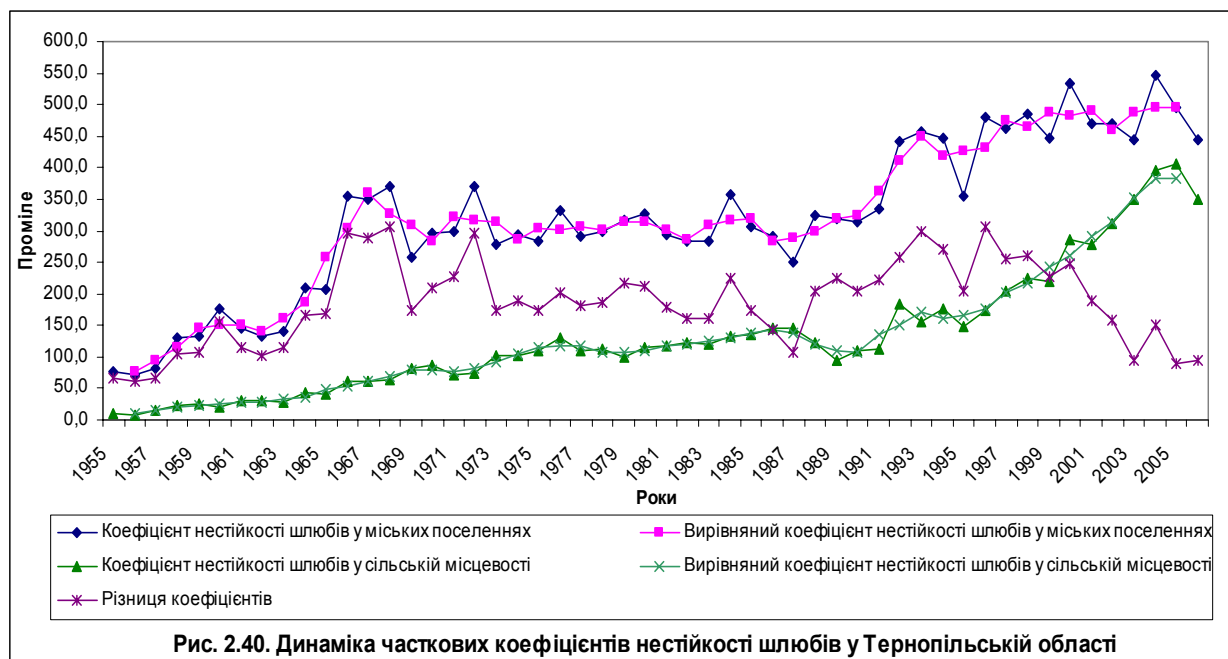


Рис. 2.40. Динаміка часткових коефіцієнтів нестійкості шлюбів у Тернопільській області

У міських поселеннях динаміка коефіцієнта нестійкості шлюбів дає підстави для здійснення такої періодизації (табл. 2.51): 1955–1963 рр. – швидке збільшення до рівня 150‰; 1964–1968 рр. – дуже швидке зростання до рівня 370‰; 1969–1991 рр. – повільне збільшення; 1992–2006 рр. – стабілізація на рівні 440–500‰.

Таблиця 2.51

Середньорічні показники динаміки та динамічної варіації часткового коефіцієнта нестійкості шлюбів міського населення Тернопільської області*

Період	Кількість років у періоді	Середньорічне значення, ‰	Середньорічний абсолютний приріст, п. п.	Середньорічний темп приросту, %	Середнє квадратичне відхилення, п. п.	Коефіцієнт варіації, %
1955–1963	9	120,5	8,23	8,2	36,2	30,0
1964–1968	5	298,5	40,74	15,5	83,2	27,9
1969–1991	23	304,6	3,53	1,2	28,7	9,4
1992–2006	15	465,0	0,14	0,0	44,2	9,5

*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Як зазначалося раніше, динаміка коефіцієнта нестійкості шлюбів у міських поселеннях характеризується стрибкоподібними змінами. Так, у 1964 р. порівняно з попереднім роком значення коефіцієнта збільшилося на 47,3% (з 141,3‰ до 208,2‰), але в 1969 р. відбулося його зменшення

на 30,8% (з 371,2‰ до 256,9‰), у 1972 р. коефіцієнт збільшився на 23,8%, проте у наступному році зменшився на 33,8%. Отже, загального підвищення його рівня не відбулося, проте у 1991 р. збільшення на 31,9% (з 334,5‰ до 441,1‰) супроводжувалося переходом на вищий рівень значень – понад 440‰, а максимальне зафіксовано у 2004 р. – 546,5‰.

У сільській місцевості доцільно виокремити три періоди з відмінними закономірностями динаміки коефіцієнта нестійкості шлюбів (табл. 2.52): 1955–1986 рр. – швидке збільшення; 1987–1991 рр. – швидке зменшення; 1992–2006 рр. – помірне зростання.

Таблиця 2.52

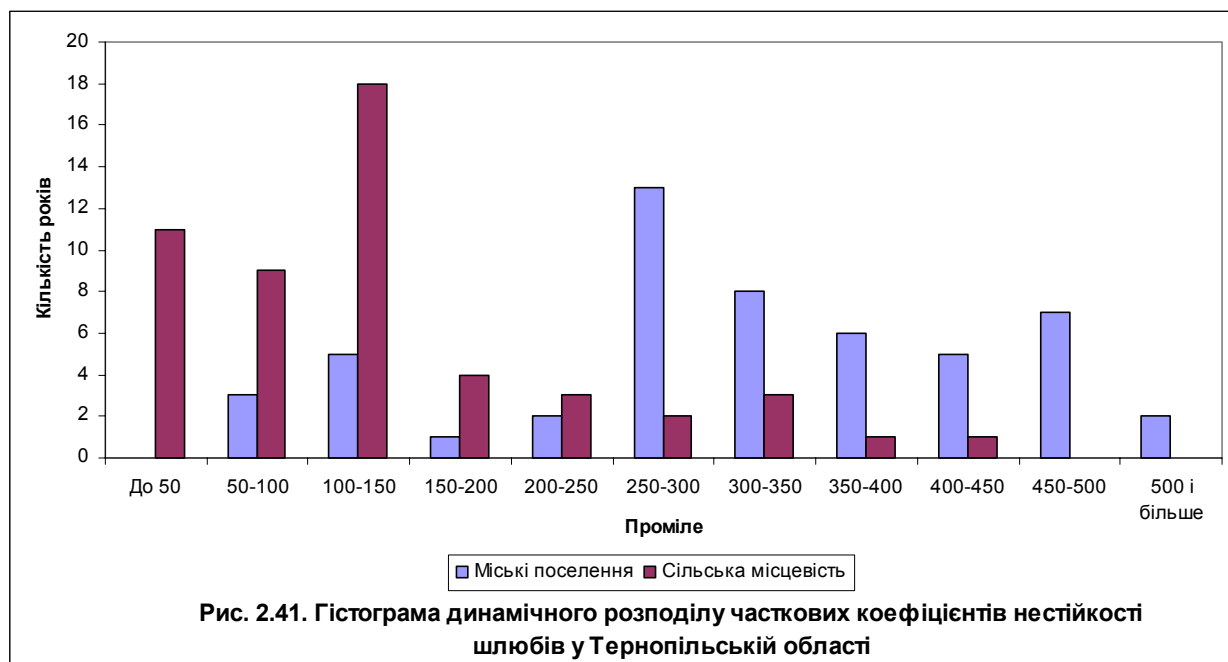
Середньорічні показники динаміки та динамічної варіації часткового коефіцієнта нестійкості шлюбів сільського населення Тернопільської області*

Період	Кількість років у періоді	Середньорічне значення, ‰	Середньорічний абсолютний приріст, п. п.	Середньорічний темп приросту, %	Середнє квадратичне відхилення, п. п.	Коефіцієнт варіації, %
1955–1986	32	76,0	4,42	9,4	43,3	57,0
1987–1991	5	117,1	–8,09	–6,1	18,3	15,6
1992–2006	15	257,5	11,9	4,7	88,1	34,2

*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Протягом 1955–2006 рр. коефіцієнт нестійкості шлюбів сільського населення різко збільшився у 1992 р. (на 66,3% порівняно з 1991 р.) та 2000 р. (на 30,2%), але за 1987–1989 рр. його значення зменшилося на 34,2% і було мінімальним за останні 40 років – 95,5‰. Максимальний рівень коефіцієнта припадає на 2005 р. – 406,1‰, отже, за 16 років відбулося його збільшення у 4,3 разу.

Побудова комбінаційного динамічного ряду розподілу коефіцієнтів нестійкості шлюбів міського і сільського населення (рис. 2.41) підтверджує суттєві відмінності в їхньому рівні та динаміці. У міських поселеннях протягом 39 років (75% від досліджуваного періоду) значення коефіцієнта перебувало в інтервалі 250–500‰, а в сільській місцевості 38 років рівень коефіцієнта не перевищував 150‰. Суттєво відмінні також характеристики динамічного розподілу (табл. 2.53). Середнє, модальне і медіанне значення коефіцієнта нестійкості шлюбів у міського населення у 2,4–2,8 разу більші, ніж у сільського, проте максимальна його величина відрізняється лише на 35%. Варіація коефіцієнта значно більша у сільського населення, про що свідчить перевищення в 1,8 разу квартильного коефіцієнта диференціації.



Таблиця 2.53

Характеристики динамічного розподілу коефіцієнтів нестійкості шлюбів населення Тернопільської області у 1955–2006 рр.*

Показники	Міські поселення	Сільська місцевість
Мода	284,4	119,6
Медіана	315,5	112,0
Середня	318,4	132,3
Коефіцієнт асиметрії	0,278	0,128
Коефіцієнт ексцесу	-0,226	1,007
Мінімальне значення	70,7	8,7
Максимальне значення	546,5	406,1
1-й кuartиль	272,1	64,1
3-й кuartиль	441,6	160,6
Кuartильний коефіцієнт диференціації, %	23,7	42,9

*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Таким чином, порівняльний аналіз динаміки інтенсивності демографічних процесів підтвердив, що в регіоні у 1950-х рр. демографічна ситуація була сприятливою, а з 1960-х рр. розпочалося її погіршення до критичного рівня, який сформувався на початку 1990-х рр. Проте протягом останнього періоду динаміка демографічних коефіцієнтів свідчить про покращення демографічної ситуації, що виявляється у збільшенні інтенсивності народжуваності та шлюбності, зменшенні показника депопуляції.

2.5. Оцінювання сезонних коливань демографічних параметрів регіону

Аналізуючи щомісячні дані демографічних процесів, які відбуваються у регіоні, можна виявити певні постійно повторювані коливання, котрі суттєво не змінюються протягом тривалого періоду. Вони є результатом впливу природно-кліматичних, економічних, соціальних та інших факторів, які частково піддаються регулюванню. У статистичному аналізі періодичні коливання, котрі мають постійний період, що дорівнює річному проміжку, називають сезонними коливаннями або хвилями, а динамічний ряд у цьому разі – тренд-сезонним або сезонним рядом динаміки [62, 455]. Отже, процеси мають сезонний характер, якщо збільшення або зменшення рівнів показників, що їх характеризують, повторюються з інтервалом один рік [9, 165], а внутрішньорічні коливання, які мають періодичний характер, називають сезонними [46, 398].

Починаючи з 1920-х рр., проблемам статистичного вивчення сезонних коливань у різних сферах суспільного життя приділяється значна увага. Так, запропоновано кілька детально розроблених методик виявлення, статистичного опису та вимірювання сезонних хвиль. Відомо кілька способів оцінювання сезонних коливань: спосіб простих середніх; спосіб відносних величин; спосіб Персона; спосіб гармонічних ваг Хелвіга; спосіб, який ґрунтується на виявленні тенденції динаміки (методом рухомої середньої, методом найменших квадратів) та ін.

Сезонні коливання оцінюють за допомогою спеціальних показників, котрі сукупно відтворюють сезонну хвилю. Їх називають індексами сезонності. Індекси сезонності – це процентні співвідношення фактичних внутрішньорічних рівнів до постійної або змінної середньої. Для розрахунку цих індексів використовують щомісячні дані за кілька суміжних років (не менше трьох), що дає змогу виявити стійку сезонну хвилю, яка б не відтворювала випадкових умов одного року.

Вивчаючи сезонні коливання демографічних явищ і процесів на регіональному рівні, на нашу думку, необхідно вирішити такі завдання:

- оцінити, тобто чисельно виразити, вияв сезонних коливань демографічних параметрів;
- виявити силу та характер сезонної хвилі;
- виокремити фактори, які зумовлюють сезонні коливання;

– визначити та оцінити наслідки вияву сезонних коливань.

У дослідженні ми базувалися на методологічних і методичних передумовах. По-перше, як інформаційну базу для виявлення та оцінювання сезонних коливань основних демографічних процесів у регіоні використовуватимемо щомісячні чисельності новоутворених сукупностей за період 2002–2006 рр. (кількість народжених живими, кількість померлих, кількість померлих у віці до 1 року, кількість зареєстрованих шлюбів, кількість зареєстрованих розлучень). По-друге, для виявлення тенденції динаміки наведених показників слугуватимуть їхні середньомісячні значення, обчислені протягом кожного року, а також розрахований на їхній основі парний двовибірковий t-тест для середніх, графіки динаміки. По-третє, у тому разі, коли тенденція відсутня, для оцінювання сезонних коливань використовуватимемо спосіб середніх величин, а за наявності тенденції – спосіб, який базується на визначенні рівняння тренда. Таким чином, у першому разі індекси сезонності для кожного місяця (Is_i) обчислюємо за формулою:

$$Is_i = \frac{\bar{y}_i}{\bar{y}} \times 100, \quad (2.5)$$

де \bar{y}_i – середнє значення показника за i -й місяць;

\bar{y} – загальне середнє значення показника за весь період.

В іншому разі індекси сезонності для кожного місяця (Is_i) розраховуємо за формулою:

$$Is_i = \left(\frac{\sum y_i}{\sum y_t} \right) / n, \quad (2.6)$$

де y_t – вирівняне значення показника в i -му місяці (за рівнянням тренда);

n – кількість років, за які здійснено розрахунки.

Для вивчення та оцінювання сезонних коливань народжуваності у Тернопільській області сформуємо вихідні дані, які містять щомісячну кількість народжених живими за п'ять суміжних років – з 2002 р. до 2006 р. Для визначення тенденції динаміки народжуваності обчислимо за кожний рік середньомісячну кількість народжених, а також співвідношення кількості народжених за місяць до середньомісячної величини

(табл. 2.51). Аналіз даних табл. 2.51 свідчить про наявність тенденції до збільшення кількості народжених, максимальна їхній показник припадає на липень-серпень, а мінімальний – на січень, квітень і грудень.

Для перевірки гіпотези про наявність тенденції до збільшення середньомісячної кількості народжених використаємо парний двовибірковий t-тест для середніх, який реалізовано в пакеті «Аналіз даних» Microsoft Excel. При цьому висунемо гіпотезу про несуттєвість (випадковість) відмінності середньомісячної кількості народжених у 2002 р. і 2006 р. (нульова гіпотеза). За результатами розрахунків значення t-критерію становить 3,188, критичне значення t-критерію при 11 ступенях вільності і рівні значимості 0,05 дорівнює 1,796. Отже, відмінність між середніми є суттєвою (невипадковою), а тенденція до збільшення підтверджується статистично.

Сезонність народжуваності можна відобразити графічно, припустивши наявність лінійного тренда (рис. 2.42). Таким чином, для оцінювання сезонних коливань використаємо індекси сезонності, розраховані за формулою (2.2). Для вирівнювання ряду динаміки кількості народжених застосуємо лінійне рівняння тренда:

$$y_t = 846,35 + 2,13t. \quad (2.7)$$



Рис. 2.42. Динаміка щомісячної кількості народжених у Тернопільській області

Таблиця 2.54

Кількість народжених у Тернопільській області в 2002–2006 рр.*

Місяць	Кількість народжених, осіб					У процентах до середньомісячної кількості				
	2002	2003	2004	2005	2006	2002	2003	2004	2005	2006
Січень	730	809	846	838	837	83,9	92,7	91,6	91,1	86,4
Лютий	976	796	922	870	936	112,0	91,2	99,7	94,6	96,6
Березень	871	870	919	973	898	100	99,7	99,4	105,8	92,7
Квітень	808	776	873	900	884	92,8	88,9	94,4	97,9	91,3
Травень	893	938	911	929	1024	103,0	107,0	98,5	101,0	105,7
Червень	678	844	1048	882	1018	77,9	96,7	113,3	95,9	105,1
Липень	1088	1016	999	1022	1087	125,0	116,0	108,1	111,1	112,2
Серпень	923	939	976	936	1016	106,0	108,0	105,6	101,8	104,9
Вересень	833	911	1037	985	1033	95,7	104,0	112,2	107,1	106,7
Жовтень	972	879	834	886	1085	112,0	101,0	90,2	96,4	112,0
Листопад	923	808	885	949	893	106,0	92,6	95,7	103,2	92,2
Грудень	749	890	844	865	912	86,1	102,0	91,3	94,1	94,2
Всього	10444	10476	11094	11035	11623	x	x	x	x	x
У середньому за місяць	870	873	925	920	969	100	100	100	100	100

*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Теоретичну (вирівняну) щомісячну кількість народжених одержимо шляхом підстановки у лінійне рівняння тренда (2.7) значень параметра часу. Обчислимо відношення фактичного (емпіричного) числа до теоретичного (y_i / y_t) у процентах, а далі визначимо у кожному місяці середній процент – індекс сезонності (табл. 2.55).

Таблиця 2.55

Індекси сезонності народжуваності у Тернопільській області в 2002–2006 рр.

Місяць	Співвідношення фактичної кількості до теоретичної, %					Індекс сезонності, %
	2002	2003	2004	2005	2006	
Січень	86,3	92,6	94,0	90,4	90,4	90,2
Лютий	115,0	90,9	102,2	93,6	93,6	99,9
Березень	102,4	99,1	101,6	104,5	104,5	100,3
Квітень	94,7	88,2	96,3	96,4	96,4	93,5
Травень	104,4	106,3	100,2	99,3	99,3	103,3
Червень	79,1	95,4	115,0	94,0	94,0	97,8
Липень	126,5	114,6	109,4	108,7	108,7	114,3
Серпень	107,1	105,6	106,6	99,3	99,3	104,7
Вересень	96,4	102,2	113,0	104,3	104,3	104,4
Жовтень	112,2	98,4	90,6	93,6	93,6	101,2
Листопад	106,2	90,2	95,9	100,0	100,0	96,8
Грудень	86,0	99,1	91,3	90,9	90,9	92,1

*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Отже, на основі аналізу індексів сезонності доходимо висновку, що максимальний рівень народжуваності припадає на липень, а мінімальний – на грудень. При цьому розмах варіації індексів сезонності, який розраховано як різницю максимального і мінімального значень, становить 22,2 процентного пункту, що свідчить про помірні сезонні коливання.

Для вивчення та оцінювання сезонних коливань смертності у Тернопільській області використаємо вихідні дані, які містять щомісячну кількість померлих у 2002–2006 рр., на основі яких для виявлення тенденції динаміки смертності обчислимо за кожний рік середньомісячну кількість померлих, а також процентне відношення кількості померлих за місяць до середньомісячної величини (табл. 2.56). Аналіз даних табл. 2.56 дає змогу стверджувати про відсутність тенденції динаміки середньомісячної кількості померлих, що підтверджується також перевіркою суттєвості різниці середніх значень у 2002 і 2006 рр. за допомогою парного двовибіркового t-тесту для середніх. Оскільки t-критерій становить 0,575 при критичному значенні 1,796, гіпотеза про випадковість різниці середніх підтверджується. Результати розрахунків підтверджують, що максимальна кількість померлих припадає на січень, грудень і березень, а мінімальна – на червень-вересень.

Таблиця 2.56

Кількість померлих у Тернопільській області в 2002–2006 рр.*

Місяць	Кількість померлих, осіб					У процентах до середньомісячної кількості				
	2002	2003	2004	2005	2006	2002	2003	2004	2005	2006
<i>A</i>	<i>1</i>	<i>2</i>	<i>3</i>	<i>4</i>	<i>5</i>	<i>6</i>	<i>7</i>	<i>8</i>	<i>9</i>	<i>10</i>
Січень	1768	1777	1970	1555	1620	129,8	126,8	146,1	111,1	117,4
Лютий	1330	1469	1361	1485	1422	97,6	104,8	100,9	106,1	103,1
Березень	1422	1744	1314	1606	1389	104,4	124,4	97,5	114,7	100,7
Квітень	1432	1429	1357	1409	1364	105,1	101,9	100,6	100,6	98,9
Травень	1425	1403	1225	1509	1509	104,6	100,1	90,9	107,8	109,4
Червень	1146	1176	1241	1256	1351	84,1	83,9	92,0	89,7	97,9
Липень	1228	1269	1180	1204	1226	90,2	90,5	87,5	86,0	88,9
Серпень	1123	1071	1101	1304	1206	82,4	76,4	81,7	93,1	87,4
Вересень	1119	1162	1205	1182	1239	82,2	82,9	89,4	84,4	89,8
Жовтень	1452	1483	1283	1434	1447	106,6	105,8	95,2	102,4	104,9
Листопад	1407	1359	1383	1402	1432	103,3	96,9	102,6	100,1	103,8
Грудень	1493	1481	1560	1456	1351	109,6	105,6	115,7	104,0	97,9
Всього	16345	16823	16180	16802	16556	x	x	x	x	x
У середньому за місяць	1362	1402	1348	1400	1380	100	100	100	100	100

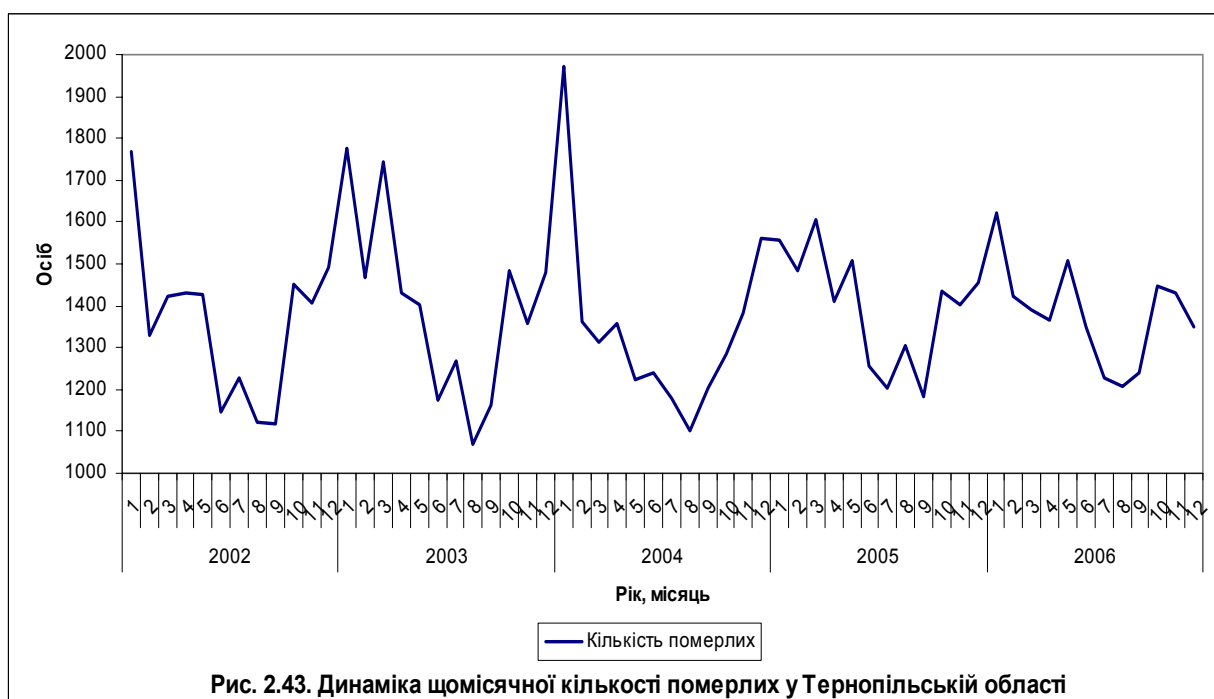
*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Сезонність смертності подамо графічно, припустивши відсутність будь-якого тренда і наявність коливань навколо загального середньомісячного значення (рис. 2.43). Таким чином, для оцінювання сезонних коливань використаємо індекси сезонності, які обчислимо за формулою (2.5).

Для розрахунків індексів сезонності визначимо середню кількість померлих у кожному місяці протягом 2002–2006 рр., а також середньомісячну кількість померлих за весь період за формулою:

$$\bar{y} = \frac{\sum_{i=1}^{12} y_i}{12}. \quad (2.8)$$

Аналогічний результат можна отримати, розраховавши середню арифметичну просту з усієї щомісячної кількості померлих у 2002–2006 рр. (60 значень) або із середньомісячної кількості померлих у кожному році (значення останнього рядка граф 1–5 табл. 2.56).



Отже, середня кількість померлих у кожному місяці, середньомісячна кількість померлих протягом 2002–2006 рр. та індекси сезонності становлять:

	Середньомісячна кількість померлих, осіб	Індекс сезонності, %
Січень	1738	126,1
Лютий	1413	102,5
Березень	1495	108,5
Квітень	1398	101,4
Травень	1414	102,6
Червень	1234	89,5
Липень	1221	88,6
Серпень	1161	84,2
Вересень	1181	85,7
Жовтень	1420	103,0
Листопад	1397	101,3
Грудень	1468	106,5
Загалом у 2002–2006 рр.	1378	х

*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Результати розрахунків підтверджують, що максимальний рівень смертності населення припадає на січень, березень і грудень, а мінімальний – на серпень і вересень. При цьому розмах варіації індексів сезонності становить 41,9 процентного пункту, тобто у регіоні спостерігаються доволі значні внутрішньорічні її коливання.

Для виявлення та оцінювання сезонних коливань смертності немовлят використаємо щомісячну кількість померлих у віці до 1 року протягом 2002–2006 рр., а також їхню середньомісячну кількість за кожний рік і процентні співвідношення цих показників (табл. 2.57).

Аналіз даних табл. 2.57 дає змогу зробити висновок про відсутність тенденції динаміки середньомісячної кількості померлих у віці до 1 року. При цьому наявні значні коливання як абсолютних значень у кожному місяці протягом різних років, так і процентних відношень до середньої величини. Отже, можна припустити, що сезонні коливання не будуть чітко вираженими, а максимальну і мінімальну кількість померлих немовлят у межах року можна визначити лише на основі середніх значень за кожний місяць.

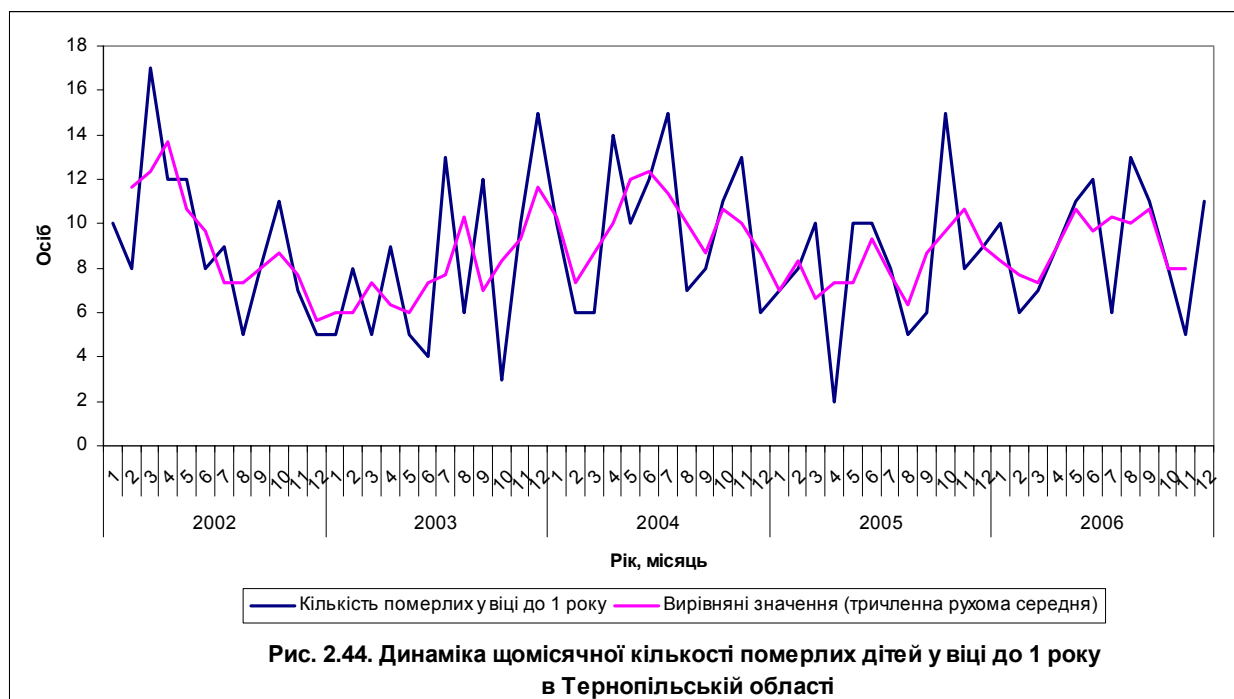
Таблиця 2.57

Кількість померлих у віці до 1 року в Тернопільській області
протягом 2002–2006 рр.*

Місяць	Кількість померлих у віці до 1 року, осіб					У процентах до середньомісячної кількості				
	2002	2003	2004	2005	2006	2002	2003	2004	2005	2006
Січень	10	5	10	7	10	107,1	63,2	101,7	85,7	110,1
Лютий	8	8	6	8	6	85,7	101,1	61,0	98,0	66,1
Березень	17	5	6	10	7	182,1	63,2	61,0	122,4	77,1
Квітень	12	9	14	2	9	128,6	113,7	142,4	24,5	99,1
Травень	12	5	10	10	11	128,6	63,2	101,7	122,4	121,1
Червень	8	4	12	10	12	85,7	50,5	122,0	122,4	132,1
Липень	9	13	15	8	6	96,4	164,2	152,5	98,0	66,1
Серпень	5	6	7	5	13	53,6	75,8	71,2	61,2	143,1
Вересень	8	12	8	6	11	85,7	151,6	81,4	73,5	121,1
Жовтень	11	3	11	15	8	117,9	37,9	111,9	183,7	88,1
Листопад	7	10	13	8	5	75,0	126,3	132,2	98,0	55,0
Грудень	5	15	6	9	11	53,6	189,5	61,0	110,2	121,1
Всього	112	95	118	98	109	x	x	x	x	x
У середньому за місяць	9	8	10	8	9	100	100	100	100	100

*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Для визначення тенденції динаміки смертності немовлят і зменшення варіації щомісячних значень показника використаємо метод рухомої середньої (тричленна рухома середня). За результатами вирівнювання вихідного ряду динаміки (рис. 2. 44) можна виробити гіпотезу, що рівень смертності немовлят збільшується навесні, усередині та наприкінці року.



Оцінювання сезонних коливань смертності немовлят здійснимо за тією самою методикою, що й смертності населення, оскільки тенденція динаміки у цьому разі також відсутня. Отже, індекси сезонності, розраховані на основі середньомісячної кількості померлих немовлят, дорівнюють:

	Середньомісячна кількість померлих у віці до 1 року, осіб	Індекс сезонності, %
Січень	8,4	94,7
Лютий	7,2	81,2
Березень	9,0	101,5
Квітень	9,2	103,8
Травень	9,6	108,3
Червень	9,2	103,8
Липень	10,2	115,0
Серпень	7,2	81,2
Вересень	9,0	101,5
Жовтень	9,6	108,3
Листопад	8,6	97,0
Грудень	9,2	103,8
Загалом за 2002–2006 рр.	8,9	x

Отже, розраховані індекси сезонності підтверджують, що максимальний рівень смертності немовлят протягом 2002–2006 рр. припадав на травень, липень і жовтень, а мінімальний – на лютий і серпень. Розмах варіації індексів сезонності становить 33,8 процентного пункту. Таким чином, у Тернопільській області наявні помітні сезонні коливання смертності у віці до 1 року.

Для виявлення та оцінювання сезонних коливань процесів шлюбності населення регіону використаємо щомісячну кількість зареєстрованих шлюбів у 2002–2006 рр., а також їхню середньомісячну кількість за кожний рік і процентні співвідношення цих показників (табл. 2.58).

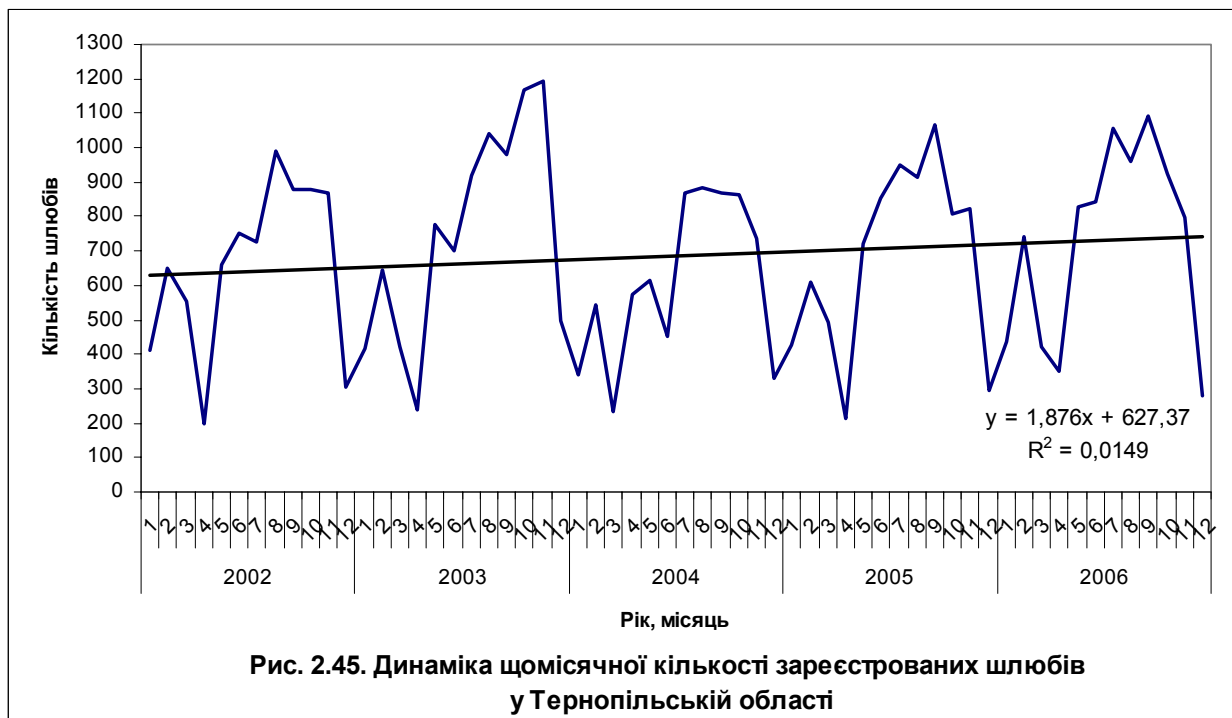
Таблиця 2.58

Кількість зареєстрованих шлюбів у Тернопільській області
протягом 2002–2006 рр.*

Місяць	Кількість зареєстрованих шлюбів					У процентах до середньомісячної кількості				
	2002	2003	2004	2005	2006	2002	2003	2004	2005	2006
Січень	410	415	338	428	435	62,5	55,3	55,6	62,8	59,8
Лютий	652	644	542	611	742	99,4	85,9	89,1	89,6	102,0
Березень	552	423	232	492	420	84,1	56,4	38,1	72,2	57,8
Квітень	196	241	576	214	348	29,9	32,1	94,7	31,4	47,9
Травень	658	779	612	723	830	100,3	103,9	100,6	106,1	114,1
Червень	753	702	451	855	842	114,8	93,6	74,2	125,4	115,8
Липень	727	918	868	952	1055	110,8	122,4	142,7	139,7	145,1
Серпень	992	1043	883	913	960	151,2	139,1	145,2	133,9	132,0
Вересень	881	978	870	1068	1092	134,3	130,4	143,1	156,7	150,2
Жовтень	880	1167	861	805	925	134,1	155,6	141,6	118,1	127,2
Листопад	867	1192	736	822	799	132,2	159,0	121,0	120,6	109,9
Грудень	304	497	329	297	278	46,3	66,3	54,1	43,6	38,2
Всього	7872	8999	7298	8180	8726	x	x	x	x	x
У середньому за місяць	656	750	608	682	727	100	100	100	100	100

*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Аналіз даних табл. 2.58, а також графіка динаміки кількості зареєстрованих шлюбів (рис. 2.45) свідчить про наявність чітко виражених сезонних коливань: максимальна кількість шлюбів припадає на липень-жовтень, а мінімальна – на зимові місяці та квітень.



Динаміка середньомісячної кількості шлюбів у відповідних роках дає підстави припустити відсутність тенденції, але зменшення значень показника в 2004 р. зумовлене не скороченням рівня шлюбності, а тим, що цей рік є високосним. Якщо розрахувати середньомісячне значення у 2003–2005 рр., отримаємо 680 шлюбів. Отже, можна зробити висновок про наявність тенденції до повільного збільшення рівня шлюбності. Наявність цієї тенденції підтверджується також двовибірковим t-тестом для середніх, який визначено за даними про щомісячну кількість зареєстрованих шлюбів у 2002 і 2006 рр. Розраховане емпіричне значення t-критерію становить 1,894 при критичному значенні 1,796, а отже, нульова гіпотеза про несуттєвість відмінності між середніми не підтверджується. Таким чином, для обчислення індексів сезонності шлюбності виокремимо лінійний тренд, рівняння якого становить:

$$y_t = 627,37 + 1,876t. \quad (2.9)$$

Для визначення індексів сезонності шлюбності використаємо процентні відношення емпіричних рівнів ряду динаміки до теоретичних. Результати розрахунків (табл. 2.59) підтверджують, що максимальний рівень шлюбності припадає на серпень і вересень, а мінімальний – на квітень і грудень, а розмах варіації індексів становить 95,5 процентного пункту, що свідчить про дуже значні сезонні коливання.

Таблиця 2.59

Індекси сезонності шлюбності
у Тернопільській області протягом 2002–2006 рр.*

Місяць	Відношення фактичної кількості до теоретичної, %					Індекс сезонності, %
	2002	2003	2004	2005	2006	
Січень	65,2	63,7	50,1	61,4	60,5	60,2
Лютий	103,3	98,5	80,2	87,5	102,9	94,5
Березень	87,2	64,5	34,2	70,2	58,1	62,9
Квітень	30,9	36,7	84,7	30,5	48,0	46,1
Травень	103,3	118,2	89,8	102,7	114,2	105,6
Червень	117,9	106,2	66,0	121,1	115,6	105,3
Липень	113,5	138,5	126,6	134,5	144,4	131,5
Серпень	154,4	156,9	128,5	128,6	131,1	139,9
Вересень	136,7	146,7	126,2	150,0	148,7	141,7
Жовтень	136,2	174,5	124,6	112,8	125,6	134,7
Листопад	133,8	177,8	106,2	114,9	108,3	128,2
Грудень	46,8	73,9	47,3	41,4	37,6	49,4

*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Для виявлення та оцінювання сезонних коливань процесів розлучуваності у регіоні використовуємо щомісячну кількість зареєстрованих розлучень протягом 2002–2006 рр., а також їхню середньомісячну кількість за кожний рік і процентні співвідношення цих показників (табл. 2.60). Аналіз даних табл. 2.60 підтверджує, що чітко виражена тенденція динаміки кількості зареєстрованих розлучень відсутня, але середньомісячні значення за кожний рік збільшились з 256 у 2002 р. до 289 у 2006 р. Отже, доцільно припустити наявність тенденції до збільшення, що підтверджується двовибірковим t-тестом для середніх за даними про щомісячну кількість зареєстрованих розлучень за вказані роки. Емпіричне значення t-критерію при 11 ступенях вільності та рівні значимості 0,05 становить 3,030, а критичне – 1,796. Отже, відмінність між середніми є суттєвою, а гіпотеза про наявність тенденції підтверджується.

Таблиця 2.60

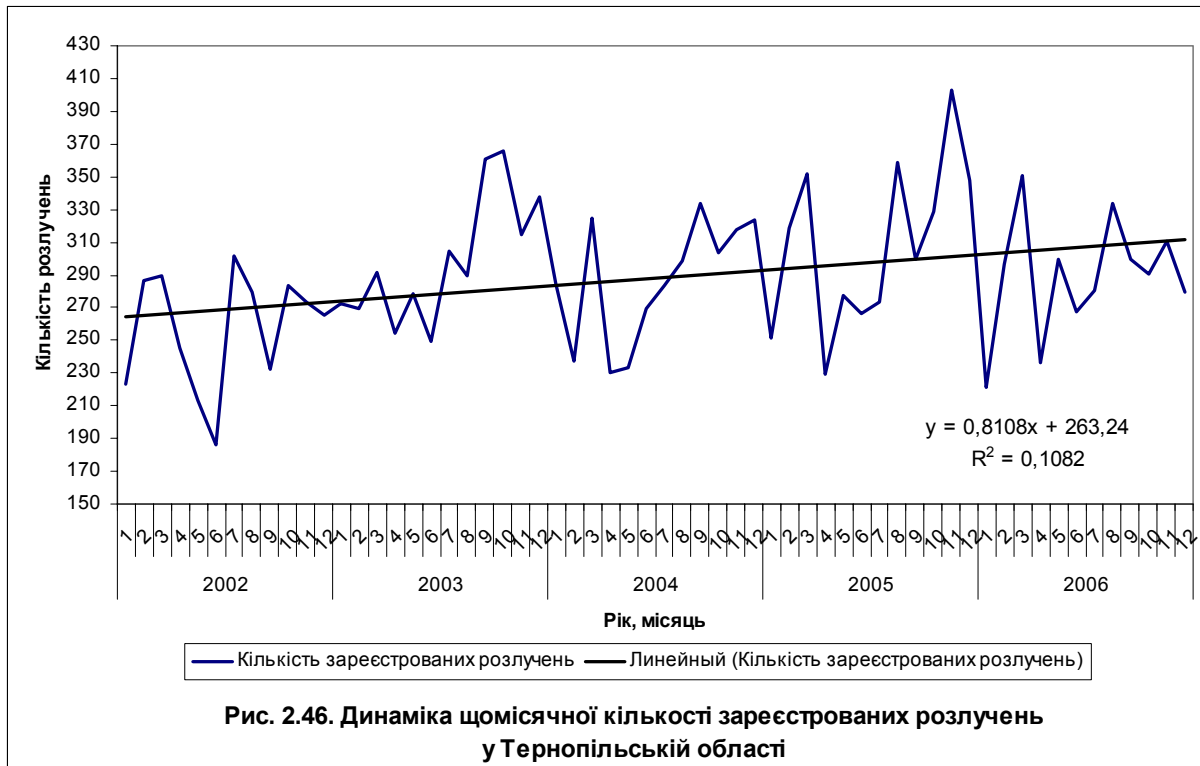
Кількість розлучень у Тернопільській області протягом 2002–2006 рр.*

Місяць	Кількість зареєстрованих розлучень					У процентах до середньомісячної кількості				
	2002	2003	2004	2005	2006	2002	2003	2004	2005	2006
Січень	223	272	284	251	221	87,0	91,0	99,1	81,3	76,5
Лютий	286	269	237	319	297	111,5	90,0	82,7	103,3	102,8
Березень	290	292	325	352	351	113,1	97,7	113,4	114,0	121,5
Квітень	245	254	230	229	236	95,5	84,9	80,2	74,2	81,7
Травень	213	278	233	277	300	83,1	93,0	81,3	89,7	103,8
Червень	186	249	269	266	267	72,5	83,3	93,8	86,1	92,4
Липень	302	305	283	273	280	117,8	102,0	98,7	88,4	96,9
Серпень	279	289	299	359	334	108,8	96,7	104,3	116,2	115,6
Вересень	232	361	334	300	300	90,5	120,7	116,5	97,1	103,8
Жовтень	283	366	304	329	291	110,4	122,4	106,0	106,5	100,7
Листопад	273	315	318	403	311	106,5	105,4	110,9	130,5	107,6
Грудень	265	338	324	348	279	103,3	113,0	113,0	112,7	96,6
Всього	3077	3588	3440	3706	3467	x	x	x	x	x
У середньому за місяць	256	299	287	309	289	100	100	100	100	100

*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Для обчислення індексів сезонності розлучуваності виокремимо лінійний тренд (рис. 2. 46), рівняння якого має вигляд:

$$y_t = 263,24 + 0,8108t . \quad (2.10)$$



Для визначення індексів сезонності розлучуваності використаємо процентні відношення емпіричних рівнів ряду динаміки до теоретичних, які визначено за формулою (2.6). Результати розрахунків (табл. 2.61) підтверджують, що максимальний рівень розлучуваності припадає на березень і жовтень-листопад, а мінімальний – на січень і квітень-червень, розмах варіації індексів становить 28,9 процентного пункту, що свідчить про відсутність значних сезонних коливань.

Таблиця 2.61

Індекси сезонності розлучуваності у Тернопільській області в 2002–2006 рр.*

Місяць	Відношення фактичної кількості до теоретичної, %					Індекс сезонності, %
	2002	2003	2004	2005	2006	
Січень	84,5	99,3	100,2	85,6	72,9	88,5
Лютий	108,0	98,0	83,4	108,5	97,8	99,1
Березень	109,2	106,0	114,0	119,4	115,2	112,8
Квітень	91,9	92,0	80,4	77,5	77,3	83,8
Травень	79,7	100,4	81,3	93,4	98,0	90,5
Червень	69,4	89,6	93,5	89,5	87,0	85,8
Липень	112,3	109,5	98,1	91,6	91,0	100,5
Серпень	103,4	103,4	103,4	120,1	108,2	107,7
Вересень	85,8	128,8	115,2	100,1	96,9	105,4
Жовтень	104,3	130,2	104,5	109,5	93,8	108,5
Листопад	100,3	111,7	109,0	133,7	100,0	111,0
Грудень	97,1	119,6	110,8	115,2	89,5	106,4

*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Побудова графіка сезонних хвиль (рис. 2.47) на основі розрахованих індексів сезонності народжуваності, смертності, шлюбності та розлучуваності дає змогу зробити такі висновки. Найбільша інтенсивність сезонних коливань властива кількості зареєстрованих шлюбів, що зумовлено релігійним фактором – небажанням реєструвати шлюб у період посту, а також природно-кліматичним – сприятливими погодними умовами у літні місяці. До того ж певну роль відіграє давня традиція укладати шлюби восени після завершення польових робіт.

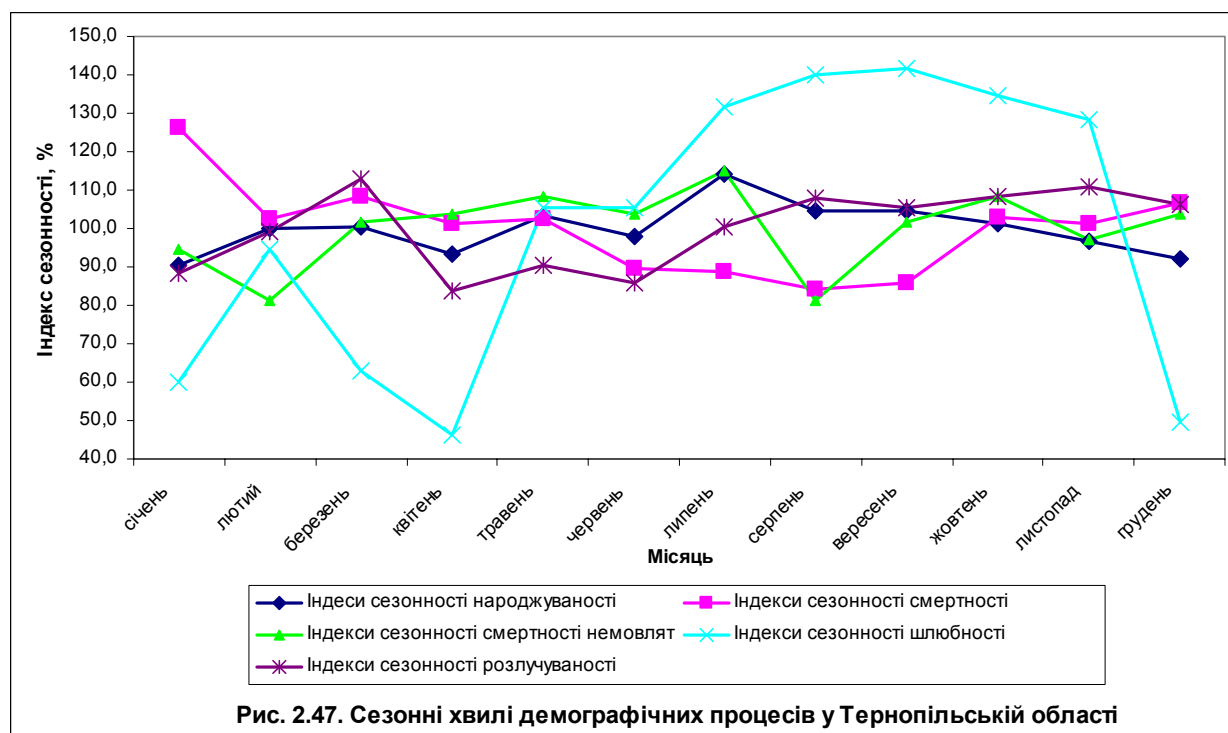


Рис. 2.47. Сезонні хвилі демографічних процесів у Тернопільській області

Сезонна хвиля кількості померлих формується під впливом природно-кліматичних умов, про що свідчить її певне збільшення у зимові та зменшення у літні місяці й на початку осені. Взимку загострюється перебіг хронічних хвороб, погіршується стан автомобільних шляхів, умови роботи тих осіб, які працюють не у приміщенні. Разом із цим, значна кількість святкових днів призводить до збільшення вживання алкогольних напоїв, що негативно впливає на стан здоров'я населення. Збільшення кількості народжених у липні-вересні певною мірою зумовлюється сезонною хвилею шлюбності з лагом у 9–10 місяців.

РОЗДІЛ 3. СТАТИСТИЧНИЙ АНАЛІЗ РЕГІОНАЛЬНИХ ДЕМОГРАФІЧНИХ СТРУКТУР І СТРУКТУРНИХ ЗРУШЕНЬ

3.1. Теоретико-методологічні засади статистичного аналізу регіональних демографічних структур

Одним із головних завдань екстенсивного аналізу демографічних явищ і процесів є статистичний аналіз структури та структурних зрушень. У статистиці структуру розуміють як сукупність елементів соціальних, економічних, демографічних або інших явищ, які мають певні стійкі внутрішньогрупові зв'язки при збереженні основних властивостей, що характеризують сукупність як ціле [62, 483]. Отже, статистична структура – це результат розподілу одиниць сукупності за якісною або кількісною ознакою. Демографічні явища і процеси, які відбуваються в регіоні, можуть бути досліджені з точки зору їхньої внутрішньої структури за тією або іншою ознакою.

Статистичні методи та прийоми, які використовують в екстенсивному аналізі конкретних демографічних структур у визначених умовах місця і часу, спрямовані на їхнє кількісне вимірювання та співвимірювання, вияв пропорцій і залежностей. Демографічні структури завжди є рухомими, вони змінюються у часі як кількісно, так і якісно. З огляду на це велике значення мають вивчення динаміки структур, оцінювання структурних зрушень, виявлення і характеристика тенденцій цих змін.

Демографічні структури безпосередньо пов'язані з групуваннями та рядами розподілу, які отримують у результаті групувань. При цьому для вивчення структури певної сукупності здійснюють перехід від абсолютних частот до відносних, що мають дві форми виразу – частку і питому вагу (у процентах).

За фактором часу демографічні структури можна поділити на моментні та інтервальні. Моментні структури характеризують внутрішню побудову сукупності на певний момент часу, найчастіше на початок року, а інтервальні – протягом певного періоду. У першому разі використовують моментні показники структури, а в іншому – інтервальні. У демографічній статистиці розрізняють також фактичні або реальні, гіпотетичні, прогнозні, оптимальні та стандартні структури.

Для характеристики структурних зрушень, які виявляються через зміну в часі структури (частки або питомої ваги окремих груп), доцільно застосовувати два показники:

– різницю питомої ваги однойменних частин сукупності (груп) за два періоди (Δd_i), яка є абсолютною змінною (у процентних пунктах) і розраховується за формулою:

$$\Delta d_i = d_{it} - d_{i(t-n)}, \quad (3.1)$$

де $d_{it}, d_{i(t-n)}$ – відповідно питома вага i -тої частини (групи) у момент або період часу t і $t-n$;

$n=1, 2, \dots, N$ – період ретроспекції;

– темп зростання (зменшення) питомої ваги (Td_i), який визначають за відношенням питомої ваги i -тої частини сукупності (групи) у t -му періоді до відповідного значення у минулому:

$$Td_i = \frac{d_{it}}{d_{i(t-n)}} \times 100. \quad (3.2)$$

Для узагальненого оцінювання структурних зрушень за певний період використовують середній абсолютний приріст (зменшення) питомої ваги i -тої частини ($\bar{\Delta}d_i$):

$$\bar{\Delta}d_i = \frac{d_{in} - d_{i1}}{n - 1}, \quad (3.3)$$

де n – тривалість (довжина) періоду (кількість років, кварталів, місяців).

Відносними показниками, які характеризують в узагальненому вигляді структурні зрушення за кілька періодів, є середній темп зростання (зменшення) питомої ваги i -тої частини ($\bar{T}d_i$) і середній темп приросту або зменшення ($\bar{T}^p d_i$):

$$\bar{T}d_i = 100 \times \sqrt[n-1]{\frac{d_{in}}{d_{i1}}}, \quad \bar{T}^p d_i = \bar{T}d_i - 100. \quad (3.4)$$

При вивченні структурних зрушень необхідно оцінити загалом зміни структури у певному часовому інтервалі, котрі характеризують її рухомість або стабільність. Як правило, це необхідно для порівняння динаміки однієї структури у різних періодах або різних структур в одному періоді. Для вирішення цього завдання можна використовувати:

1) середнє лiнiйне коливання питомиї ваги (\bar{l}_d)

$$\bar{l}_d = \frac{\sum_{i=1}^k |d_{it} - d_{i(t-n)}|}{k}, \quad (3.5)$$

де k – кiлькiсть структурних частин (груп);

2) середнє квадратичне коливання питомиї ваги (σ_d):

$$\sigma_d = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^k (d_{it} - d_{i(t-n)})^2}{k}}; \quad (3.6)$$

3) коефiцiєнт вiдносних структурних зрушень (V_d):

$$V_d = \sqrt{\sum_{i=1}^k \frac{(d_{it} - d_{i(t-n)})^2}{d_{i(t-n)}}} \times 100. \quad (3.7)$$

Перших два показники дають змогу визначити узагальнену оцiнку швидкостi структурних зрушень, а третiй – iхньої iнтенсивностi.

Для порiвняння динамiки двох i бiльше структур, а також для аналізу динамiки одної структури за перiоди рiзної тривалостi здебiльшого застосовують лiнiйний коефiцiєнт структурних зрушень, який розраховують за формулою:

$$\bar{\Delta d}_n = \frac{\sum_{i=1}^k |d_{in} - d_{i1}|}{k(n-1)}. \quad (3.8)$$

Одним iз завдань аналізу демографiчних структур є визначення ступеня концентрацiї досліджуваної ознаки за одиницями сукупностi або оцiнювання ступеня нерiвномiрностi розподiлу. Оцiнювання ступеня концентрацiї найчастiше здiйснюється за кривою концентрацiї Лоренца та характеристиками, якi розраховують на її основi. Для побудови кривої концентрацiї необхідно мати частку або питому вагу окремих груп одиниць досліджуваної сукупностi та пов'язаний з ними частотний розподiл обсягу ознаки. Для зручностi розрахункiв i пiдвищення аналітичностi даних одиницi сукупностi розподiляють на рiвновеликi групи або групи з однаковими iнтервалами.

Для оцiнювання ступеня концентрацiї використовують коефiцiєнт Джинi (G):

$$G = 1 - 2 \sum_{i=1}^k d_{xi} d_{xi}^H + \sum_{i=1}^k d_{xi} d_{yi} , \quad (3.9)$$

де d_{xi} – частка і-тої частини (групи) в загальному обсязі сукупності;
 d_{yi} – частка і-тої частини (групи) в загальному обсязі ознаки;
 d_{yi}^H – нагромаджена частка і-тої частини (групи) в загальному обсязі ознаки.

Якщо досліджувану сукупність розподілено на десять або п'ять рівновеликих груп, а частоти виражено у процентах, коефіцієнт Джині обчислюють за модифікованими формулами:

$$G_{10} = 110 - 0,2 \sum_{i=1}^k d_{yi}^H , \quad G_5 = 120 - 0,4 \sum_{i=1}^k d_{yi}^H . \quad (3.10)$$

Кількісну оцінку ступеня концентрації можна отримати шляхом порівняння частки або питомої ваги груп в обсязі сукупності (d_{xi}) та обсязі ознаки (d_{yi}). На цьому принципі базується коефіцієнт Лоренца (L):

$$L = \frac{\sum_{i=1}^k |d_{xi} - d_{yi}|}{200} \times 100 = \frac{\sum_{i=1}^k |d_{xi} - d_{yi}|}{2} . \quad (3.11)$$

Оскільки при вивченні демографічних структур часто виконують групування за певною ознакою з утворенням груп з рівними інтервалами, для оцінювання ступеня концентрації пропонуємо таку модифікацію коефіцієнта Лоренца, яка ґрунтується на порівнянні реальних частот (d_{xi}) і гіпотетичних (d_{hi}), наявних за умови рівномірного розподілу:

$$L_m = \frac{\sum_{i=1}^k |d_{xi} - d_{hi}|}{2} . \quad (3.12)$$

З метою виявлення особливостей демографічних структур та відмінностей у розподілі, а також для порівняльного структурного аналізу доцільно застосовувати квартилі, які за наявності питомої ваги кожної групи одиниць визначають за формулами:

$$Q_1 = X_{Q_1} + i \frac{25 - f_{Q_0}}{f_{Q_1}} ; \quad (3.13)$$

$$Q_3 = X_{Q_1} + i \frac{75 - f_{Q_2}}{f_{Q_3}} , \quad (3.14)$$

де X_{Q_1} , X_{Q_3} – відповідно нижня межа інтервалу, який містить нижній або верхній квартиль;

i – величина інтервалу;

f_{Q_0} , f_{Q_2} – відповідно нагромаджена питома вага, яка передує інтервалу з нижнім або верхнім квартилем;

f_{Q_1} , f_{Q_3} – відповідно питома вага одиниць в інтервалах, які містять нижній та верхній квартилі.

Для відносної характеристики ступеня варіації використаємо квартильний коефіцієнт диференціації:

$$K_v = \frac{Q_3 - Q_1}{Q_3 + Q_1} \times 100. \quad (3.15)$$

Оскільки коефіцієнт варіації (V) у більшості випадків у 1,5 разу більший за квартильний коефіцієнт диференціації, для його розрахунку використаємо формулу $V = 1,5 \times K_v$.

Наведена система показників є основою для статистичного оцінювання закономірностей розподілу та варіації новоутворених сукупностей, їхньої структури за суттєвими ознаками, а також структурних зрушень, які відбулися протягом досліджуваного періоду під впливом демографічних, економічних, соціальних та інших факторів. Вихідними даними для їхнього розрахунку є прості та комбінаційні ряди розподілу, одержані в результаті групування одиниць сукупностей за однією або кількома ознаками.

3.2. Структурний аналіз народжуваності

Для дослідження закономірностей народжуваності, зокрема, розподілу новонароджених за суттєвими ознаками, порівняльного аналізу їхньої структури за типом поселення, оцінювання структурних зрушень, варіації та ступеня концентрації вихідною інформацією є статистичні дані, які містяться у таких формах:

- Н-1 «Розподіл народжених за віком і шлюбним станом матері» (по області загалом, у міських поселеннях і сільській місцевості);
- Н-2 «Розподіл народжених за віком батька і матері» (по області загалом, у міських поселеннях і сільській місцевості);
- Н-4 «Розподіл народжених за громадянством батька і матері» (по області загалом, у міських поселеннях і сільській місцевості);
- Н-6 «Розподіл народжених за порядком народження та віком матері» (по області загалом, у міських поселеннях і сільській місцевості, за шлюбним станом матері).

При вивченні структури новонароджених насамперед ураховують віковий фактор, якій відіграє провідну роль у демографічних процесах, зокрема народжуваності. Вихідною інформаційною базою для статистичного аналізу є розподіл народжених за віком матері (просто групування), а також комбінаційні ряди розподілу (за віком матері та батька, за віком матері, місцем народження та шлюбним станом батьків, за віком матері та черговістю народження дитини, за віком матері, її шлюбним станом і черговістю народження й ін.). Названі ряди розподілу дають можливість здійснювати як структурний аналіз сукупності народжених, так і вивчати закономірності їхнього розподілу за різними ознаками. При цьому важливим аспектом дослідження є виявлення та оцінювання структурних зрушень, які відбуваються під впливом багатьох факторів, зокрема зміни вікового складу населення.

Вихідним є дискретний ряд розподілу народжених за віком матері з однорічним інтервалом, який розпочинається у віці 12 років і завершується відкритим інтервалом 55 років і старші, отже, утворюється 44 групи, при цьому до 45-ї групи належать народжені, вік матері яких не вказано. Вторинне групування методом збільшення (укрупнення) інтервалів дає змогу отримати інтервальний ряд розподілу народжених за віком матері. При цьому, як правило, створено такі інтервали: до 15 років, 15–19, до 20

років, 20–24, 25–29, 30–34, 35–39, 40–44, 45–49, 50–54, 55 і старші. У комбінаційних рядах розподілу кожна група за віком матері поділяється на підгрупи за однією або кількома ознаками, наприклад, за черговістю народження дитини та місцем (типом поселення). Перехід від абсолютних частот (кількість народжених) до відносних (питома вага у процентах) дає змогу вивчати структуру народжених за віком матері та іншими ознаками, а також здійснювати порівняльний структурний аналіз, оцінювати структурні зрушення, ступінь концентрації народжених тощо.

Комбінаційний ряд розподілу народжених за віком матері, місцем народження та шлюбним станом батьків з відносними частотами можна одержати двома способами: по-перше, взявши за ціле (100%) кількість дітей, які народили жінки всіх вікових груп (табл. 3.1); по-друге, взявши за ціле (100%) кількість дітей, які народили жінки певної вікової групи (табл. 3.2). Зважаючи на те, що в 2005 р. у віці 45–49 років жінки народили лише три дитини, а в наступних вікових інтервалах – жодної, вважаємо за доцільне об'єднати ці групи в одну з інтервалом 45 років і старші. Перший варіант комбінаційного ряду розподілу дає змогу також розрахувати характеристики центру розподілу – середній, модальний і медіанний вік народження дітей.

Відносні частоти, які подано у табл. 3.1, свідчать про те, що 44% дітей народили жінки віком 20–24 роки, а віком 20–30 років – більше 70%. Незначною є питома вага ранніх народжень (у віці до 20 років), причому в сільській місцевості вона дещо вища, ніж у міських поселеннях (на 5,1 процентного пункту), 82% дітей народили жінки віком до 30 років (82% у міських поселеннях і 85,6% у сільській місцевості), а дітородна діяльність після 40 років практично припиняється. Структура народжених за віком матері у міських поселеннях і сільській місцевості відрізняється несуттєво, отже, характеристики центру розподілу також однакові. Проте структура народжених за віком матері з урахуванням шлюбного стану батьків має помітні відмінності, зокрема, питома вага ранніх народжень у батьків, які не перебувають у зареєстрованому шлюбі, майже вдвічі вища, ніж у батьків, які перебувають у зареєстрованому шлюбі, причому у сільській місцевості цей показник становить майже 24% проти 18% у міських поселеннях. У перших значно вища також питома вага дітей, які народили жінки віком понад 30 років – 24,7% проти 15% (відповідно у

міських поселеннях 26,6% проти 16,5%, у сільській місцевості 23,3% проти 13,8%). Разом із цим, характеристики центру розподілу відрізняються несуттєво.

Таблиця 3.1

Розподіл народжених у Тернопільській області в 2005 р. за віком матері, типом поселення і шлюбним станом батьків (перший варіант)*

(у процентах)

Вік матері, років	Питома вага народжених			із них					
				батьки перебувають у зареєстрованому шлюбі			батьки не перебувають у зареєстрованому шлюбі		
	по області	у тому числі		по області	у тому числі		по області	у тому числі	
місто		село	місто		село	місто		село	
До 20	13,1	10,4	15,5	12,5	9,8	14,8	21,4	18,0	23,9
20–24	43,9	43,1	44,6	44,8	43,9	45,5	32,3	31,0	33,3
25–29	27,2	29,3	25,4	27,7	29,8	25,9	20,8	22,6	19,5
30–34	11,4	12,7	10,3	11,0	12,4	9,9	16,4	18,0	15,2
35–39	3,5	3,6	3,4	3,3	3,3	3,3	6,5	8,0	5,4
40–44	0,8	0,8	0,8	0,7	0,8	0,6	1,8	0,6	2,7
45 і старші	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
не вказано	0,1	0,1	0,0	0,0	0,0	0,0	0,8	1,8	0,0
Всього	100	100	100	100	100	100	100	100	100
Середня	24,5	24,9	24,2	24,5	24,9	24,2	25,0	25,4	24,6
Мода	22,6	22,8	22,4	22,6	22,8	22,4	21,9	22,4	21,6
Медіана	23,4	23,7	23,1	23,3	23,7	23,1	23,5	24,1	23,1

* Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Другий варіант комбінаційного ряду розподілу (див. табл. 3.2) підтверджує, що протягом 2005 р. у Тернопільській області 45,7% дітей народились у міських поселеннях і 54,3% – у сільській місцевості, тобто на 100 народжених у міських поселеннях припадає 119 народжених у сільській місцевості, водночас у жінок віком до 20 років цей показник дорівнює 177 дітей, віком 30–34 роки – 96, віком 40–45 років – 121 дитина.

Позашлюбні народження становлять 7%, причому цей показник суттєво коливається залежно від віку жінки. Так, у жінок віком до 20 років питома вага народжених поза шлюбом становила 11,4%, тобто на 100 народжених у шлюбі припадало 13 позашлюбних народжень, у жінок віком 20–24 роки – лише п'ять. Найвища питома вага позашлюбних народжень у жінок віком 40–44 роки, у цій віковій групі на п'ять народжених у шлюбі припадає одне позашлюбне народження, у сільській місцевості – це кожний третій народжений.

Таблиця 3.2

Розподіл народжених у Тернопільській області в 2005 р.
за віком матері, типом поселення і шлюбним станом батьків (другий варіант)*
(у процентах)

Вік матері, років	Питома вага народжених			із них					
				батьки перебувають у зареєстрованому шлюбі			батьки не перебувають у зареєстрованому шлюбі		
	по області	у тому числі		по області	у тому числі		по області	у тому числі	
місто		село	місто		село	місто		село	
До 20	100,0	36,1	63,9	88,6	32,1	56,5	11,4	4,0	7,4
20–24	100,0	44,9	55,1	94,8	42,9	52,0	5,2	2,1	3,1
25–29	100,0	49,3	50,7	94,7	46,9	47,8	5,3	2,4	2,9
30–34	100,0	51,1	48,9	90,0	46,5	43,5	10,0	4,6	5,4
35–39	100,0	46,4	53,6	87,1	39,7	47,4	12,9	6,7	6,2
40–44	100,0	45,2	54,8	83,4	42,9	40,5	16,6	2,4	14,2
45 і старші	100,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
не вказано	100,0	100,0	0,0	0,0	0,0	0,0	100,0	100,0	0,0
Всього	100,0	45,7	54,3	93,0	42,8	50,2	7,0	2,9	4,1

* Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Полігони розподілу народжених перших трьох черговостей за віком матері, побудовані за дискретними рядами з абсолютними частотами, відображають відмінності характеру розподілу залежно від порядку народження та шлюбного стану батьків (рис. 3.1, 3.2).

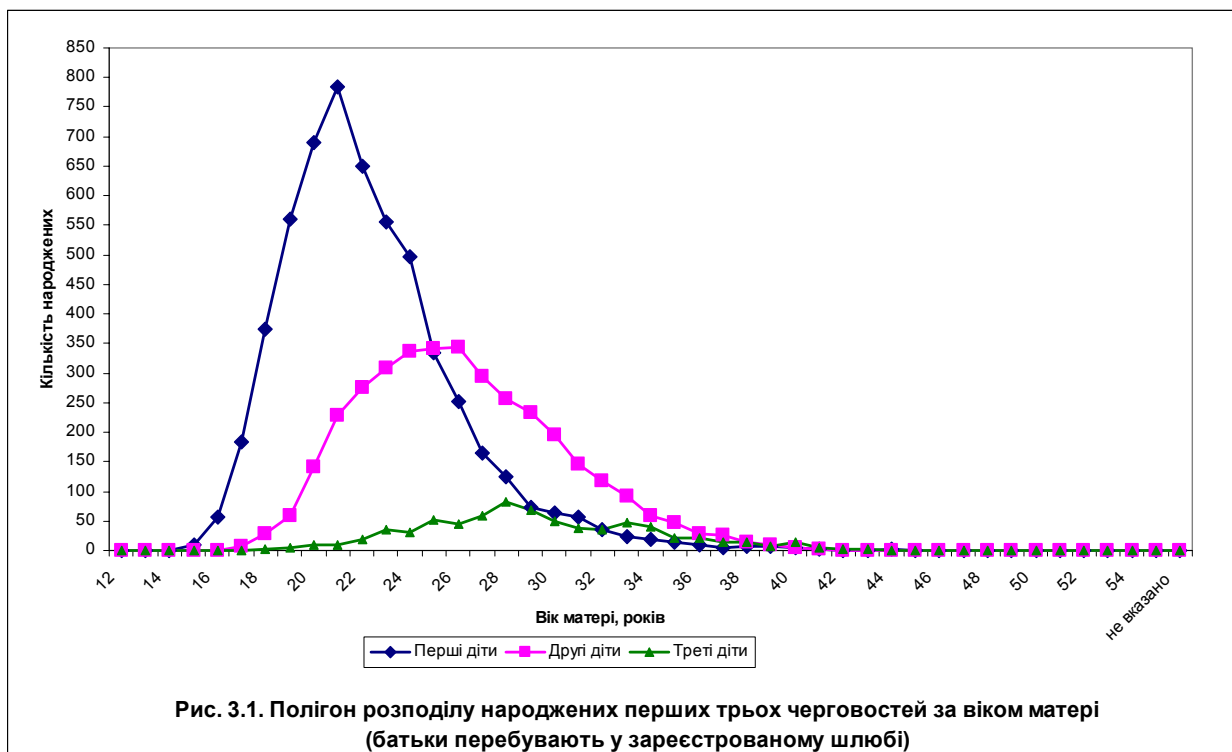
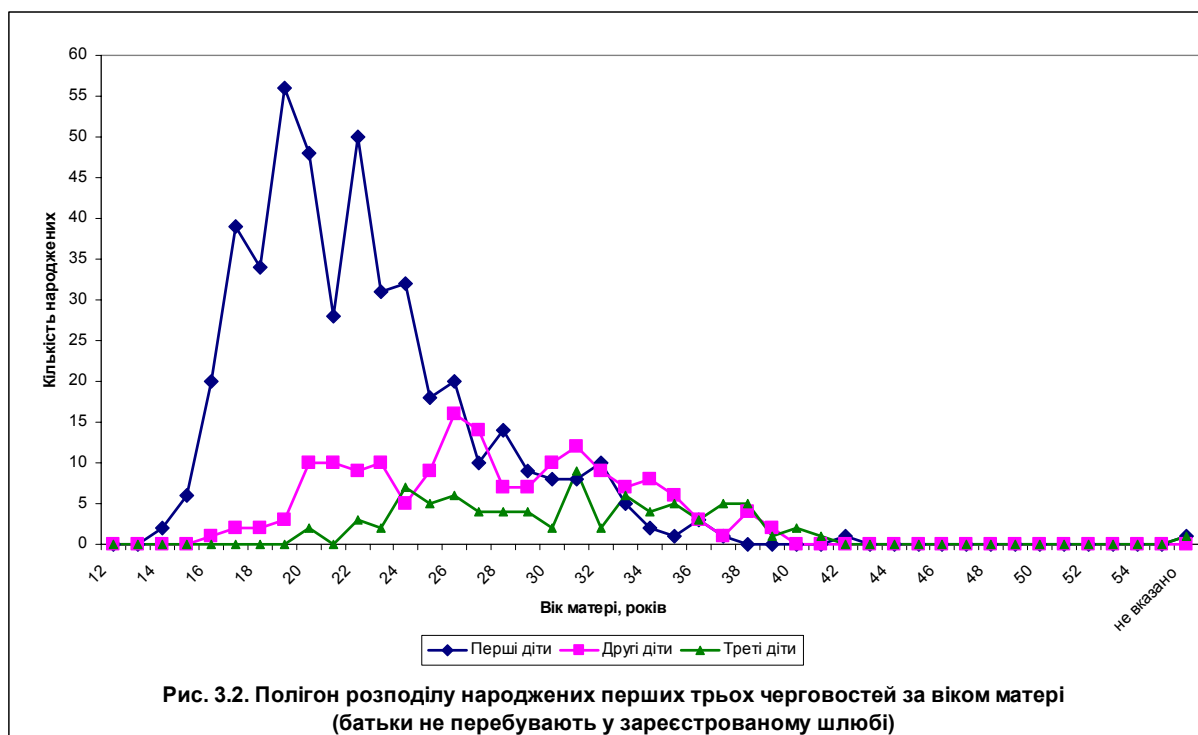


Рис. 3.1. Полігон розподілу народжених перших трьох черговостей за віком матері (батьки перебувають у зареєстрованому шлюбі)



Комбінаційний ряд розподілу за віком матері та порядком (черговістю) народження дитини також побудовано у двох варіантах: перший – за ціле (100%) взято кількість дітей за порядком народження у матері (табл. 3.3); другий – за ціле (100%) визначено кількість дітей, які народили жінки певної вікової групи (табл. 3.4). Перший варіант комбінаційного ряду розподілу дає можливість обчислити середній, модальний і медіанний вік народження дитини кожної черговості зокрема.

Таблиця 3.3

Розподіл народжених у Тернопільській області в 2005 р. за віком матері та порядком народження (перший варіант)*

(у процентах)

Вік матері, років	Усі народжені	у тому числі за порядком народження у матері										
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10 і більше	невідомі
Всього	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
у т.ч.												
до 20	13,1	22,3	2,7	0,9	–	–	–	–	–	–	–	–
20–24	43,9	56,0	35,5	14,5	8,3	7,7	2,6	–	–	–	–	–
25–29	27,2	17,0	40,4	40,6	35,4	29,7	28,2	23,8	22,2	–	–	12,5
30–34	11,4	3,8	17,5	28,4	33,2	27,5	25,6	28,6	33,3	75,0	32,3	25,0
35–39	3,5	0,7	3,7	11,9	17,0	29,7	28,2	33,3	16,7	25,0	54,8	12,5
40–44	0,8	0,2	0,2	3,5	6,1	5,5	12,8	14,3	27,8	–	9,7	–
45 і старші	0,0	–	–	0,1	–	–	2,6	–	–	–	3,2	–
не вказано	0,1	–	–	0,1	–	–	–	–	–	–	–	50,0

* Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

На основі даних табл. 3.3 можна зробити такі висновки: 84,2% перших дітей народили матері віком до 30 років, а більше половини (56%) – віком 20–24 роки; 93,4% других дітей народжено в інтервалі від 20 до 34 років, а більше половини (57,9%) – у віці 25–34 роки; 80,9% третіх дітей – відповідно у віці 25–39 років, причому 44% народжено після 30 років; 85,6% четвертих дітей народилися у матерів віком 25–39 років, причому половину (50,2%) народили жінки віком 30–39 років, проте 6,1% припадає на дітей, народжених після 40 років. Розподіл за віком матері дітей п'ятої та шостої черговостей є двомодальним, причому модальні інтервали збігаються – це вік 25–29 і 35–39 років, але у шостих дітей значно вища питома вага народження матерями у віці понад 40 років (12,8% проти 5,5%).

Другий варіант комбінаційного ряду розподілу за віком матері та порядком народження дитини (див. табл. 3.4) засвідчує, що більше половини (54,5%) серед народжених – це перші діти, 88,2% – діти перших двох черговостей, 96,1% – діти перших трьох черговостей. Таким чином, у регіоні зберігається орієнтація на малодітну сім'ю, а процес дітонародження переважно здійснюється у віці до 30 років, оскільки народжені після 30 років становлять лише 4,3%, до того ж це здебільшого другі та треті діти.

Таблиця 3.4

Розподіл народжених у Тернопільській області в 2005 р. за віком матері та порядком народження (другий варіант)*

(у процентах)

Вік матері, років	Усі народжені	у тому числі за порядком народження у матері										
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10 і більше	невідомі
Всього	100	54,5	34,2	7,4	2,1	0,8	0,3	0,2	0,2	–	0,3	0,1
у т. ч.												
до 20	100	92,5	7,0	0,5	–	–	–	–	–	–	–	–
20–24	100	69,4	27,6	2,5	0,5	–	–	–	–	–	–	–
25–29	100	34,0	50,7	11,1	2,8	0,9	0,3	0,2	–	–	–	–
30–34	100	18,2	52,4	18,5	6,1	2,0	0,9	0,5	0,4	0,1	0,8	0,2
35–39	100	11,3	36,3	25,0	10,1	7,0	2,8	1,8	0,8	0,3	4,3	0,3
40–44	100	11,9	11,9	34,5	16,7	6,0	6,0	3,5	6,0	–	3,5	–
45 і старші	100	–	–	33,3	–	–	33,3	–	–	–	33,4	–
не вказано	100	16,7	–	16,7	–	–	–	–	–	–	–	66,6

* Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Так, матері віком до 20 років переважно народжують перших дітей (дев'ять із десяти), проте у жінок віком 20–24 роки доволі значною є питома вага народження других дітей (27,6%), 85% народжених матерями у віці 25–29 років – це перші та другі діти, але кожна десята народжена – третя дитина, у жінок віком 30–34 років половина народжених – це друга дитина, питома вага перших і третіх дітей практично однакова – відповідно 18,2% і 18,5%, а діти четвертої та більше черговостей становлять 11%.

Відповідно до середнього віку народження дітей перших трьох черговостей (див. табл. 3.3), обчислимо інтергенетичні інтервали, які характеризують середній період між народженням:

- першої та другої дитини $I_{1-2}=26,2-22,3=3,9$ року;
- другої та третьої дитини $I_{2-3}=29,4-26,2=3,2$ року.

Отже, народження матерями перших трьох дітей відбувається в середньому протягом семи років ($3,9+3,2=7,1$), а перших двох – близько чотирьох років (3,9 року).

Для виявлення структурних зрушень використаємо ряди розподілу народжених за віком матері з відносними частотами, які побудовано з інтервалом у п'ять років (табл. 3.5), а також визначимо характеристики центру розподілу.

На основі табл. 3.5 можна зробити висновок, що до середини 90-х рр. ХХ ст. відбувалося «помолодіння» дітонародження, яке виявлялося у зростанні питомої ваги ранніх народжень (у віці до 20 років) та зменшенні питомої ваги народжень у віці понад 30 років, відповідно зменшувалася середній, модальний і медіанний вік народження дітей. Протягом останніх десяти років тенденція структурних зрушень змінилася – питома вага ранніх народжень почала зменшуватись, проте збільшувалась питома вага народжених у жінок віком понад 30 років, причому ця тенденція простежується й у 2006 р., оскільки питома вага народжених матерями у віці до 20 років становила 11,3% проти 13,1% у 2005 р., а у віці понад 30 років – 16,8% проти 15,7% у 2005 р. Відповідно до структурних зрушень зростали й середні показники, зокрема середній вік народження дитини збільшився з 23,8 року в 1995 р. до 24,8 року в 2006 р.

Таблиця 3.5

Структура народжених за віком матері у Тернопільській області
протягом 1960–2006 рр.*

Вік матері, років	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000	2005	2006
Питома вага, %											
Всього	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
у тому числі											
до 20	5,4	4,6	8,1	9,9	11,4	10,1	14,6	18,3	16,4	13,1	11,3
20–24	31,4	28,7	36,3	42,3	49,3	47,6	45,9	45,7	47,5	43,9	43,2
25–29	31,8	32,2	25,7	26,7	23,9	28,1	25,4	22,7	23,1	27,2	28,6
30–34	19,8	21,0	18,6	12,0	10,1	10,0	10,5	9,3	8,9	11,4	12,4
35–39	8,6	9,6	8,5	6,9	3,8	3,5	2,8	3,2	3,2	3,5	3,8
40–44	1,6	2,5	2,5	1,9	1,4	0,7	0,7	0,7	0,8	0,8	0,6
45 і старші	0,3	0,2	0,2	0,2	0,1	–	–	–	–	–	–
не вказано	1,1	1,2	0,1	–	–	–	–	0,1	0,1	–	–
Характеристики розподілу і варіації											
Середній вік	27,0	27,5	26,6	25,5	24,5	24,6	24,1	23,8	23,9	24,5	24,8
Модальний вік	25,1	25,9	22,9	22,7	22,4	22,6	22,4	22,2	22,2	22,6	22,8
Медіанний вік	26,7	27,1	25,9	23,8	23,1	23,3	23,1	22,8	22,8	23,4	23,6
1-й квантиль	22,5	22,8	21,9	21,4	21,1	21,3	20,9	20,6	20,7	21,1	21,3
3-й квантиль	31,3	31,8	31,1	28,4	27,4	27,5	27,3	26,9	26,9	27,6	27,9
Квантильний коефіцієнт диференціації	0,163	0,164	0,174	0,140	0,130	0,128	0,132	0,134	0,130	0,135	0,134
Коефіцієнт варіації, %	24,4	24,6	26,1	21,0	19,5	19,2	19,8	20,1	19,5	20,3	20,1

* Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Таким чином, на нашу думку, одним з факторів збільшення народжуваності в регіоні, яка спостерігається протягом останнього періоду, є активізація дітонародження у віці 30–39 років. Для оцінювання швидкості структурних зрушень на основі даних табл. 3.5 обчислимо за формулою (3.4) середньорічні темпи приросту (зменшення) питомої ваги народжених у кожному віковому інтервалі (дод. Ж). Результати розрахунків свідчать про те, що протягом 1985–1995 рр. швидкими темпами збільшувалась питома вага народжених жінками віком до 20 років, але надалі сформувалась протилежна тенденція, причому протягом 2000 – 2006 рр. середньорічний темп зменшення становив 7,2% проти 2,2% у 1995–2000 рр. У цьому періоді зменшилась також питома вага народжених жінками віком 20–24 роки (середньорічний темп зменшення становив 1,9% проти середньорічного темпу приросту 0,8% у 1995–2000 рр.). Слід зазначити, що відбулася також зміна тенденції динаміки питомої ваги народжених жінками віком 30–34 роки і 35–39 років. Так, якщо у 1995–2000 рр. сере-

дньорічні темпи зменшення відповідно становили 0,8% і 0,3%, то протягом 2000–2006 рр. зафіксовано збільшення в середньому на 6,8% і 3,6% щорічно.

Для узагальненого оцінювання швидкості структурних зрушень протягом відповідного періоду використаємо середнє квадратичне коливання питомої ваги (3.6), а для узагальненого оцінювання їхньої інтенсивності – коефіцієнт відносних структурних зрушень (3.7). Результати розрахунків (див. дод. Ж) підтверджують, що протягом 1960 – 1970 рр. відбувалося суттєве збільшення як швидкості, так й інтенсивності структурних зрушень, проте з 1970 р. до 2000 р. середнє квадратичне коливання питомої ваги народжених за віком матері значно зменшилося (з 4,1 процентного пункту в 1970 р. до 1,0 у 2000 р.), що свідчить про значне сповільнення швидкості структурних зрушень, а коефіцієнт відносних структурних зрушень зменшився з 25,3% у 1970 р. до 5,7% у 2000 р., отже, також значно зменшилась їхня інтенсивність. Таким чином, можна стверджувати, що наприкінці ХХ ст. відбулася стабілізація структури народжених за віком матері, але у 2000–2006 рр. знову збільшились як швидкість, так й інтенсивність структурних зрушень, тобто структура із стабільної перетворилася на рухому, причому протягом цього короткотривалого періоду середнє квадратичне коливання питомої ваги збільшилося до 3,6 процентного пункту, а коефіцієнт відносних структурних зрушень – до 22%, що відповідає рівню 1975 р.

Для оцінювання ступеня концентрації розподілу народжених за віком матері використаємо модифікований коефіцієнт Лоренца (3.12). Значення цього коефіцієнта (див. дод. Ж) свідчать про те, що до кінця 1970-х рр. рівень концентрації збільшувався і досяг максимуму в 1980 р. (45,3%), протягом 1980–1995 рр. тенденція була протилежною і значення коефіцієнта скоротилося до 36,8%. Останні десять років характеризуються повільним збільшенням рівня концентрації – до 38,5% у 2006 р.

Дані табл. 3.6 свідчать про те, що помолодіння дітонародження відбувалося як у міських поселеннях, так і в сільській місцевості до початку ХХІ ст., але протягом останнього періоду питома вага ранніх народжень зменшилася і в 2006 р. відповідно становила 8,9% і 13,3%. Слід зазначити, що до 2000 р. цей показник на 4,5–5 процентних пунктів був вищим у

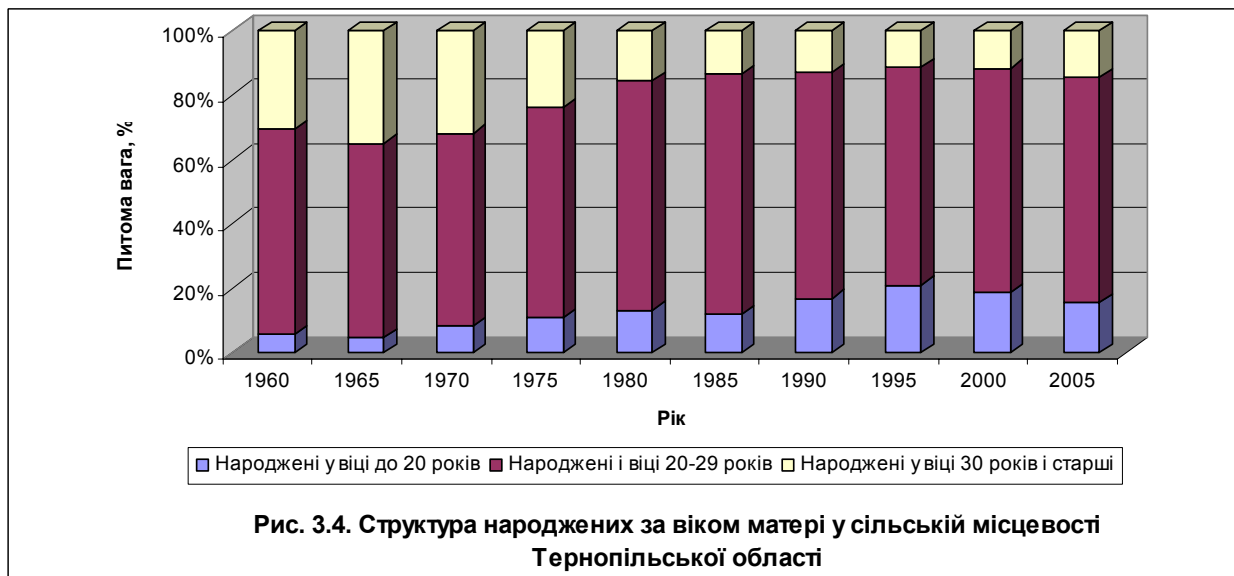
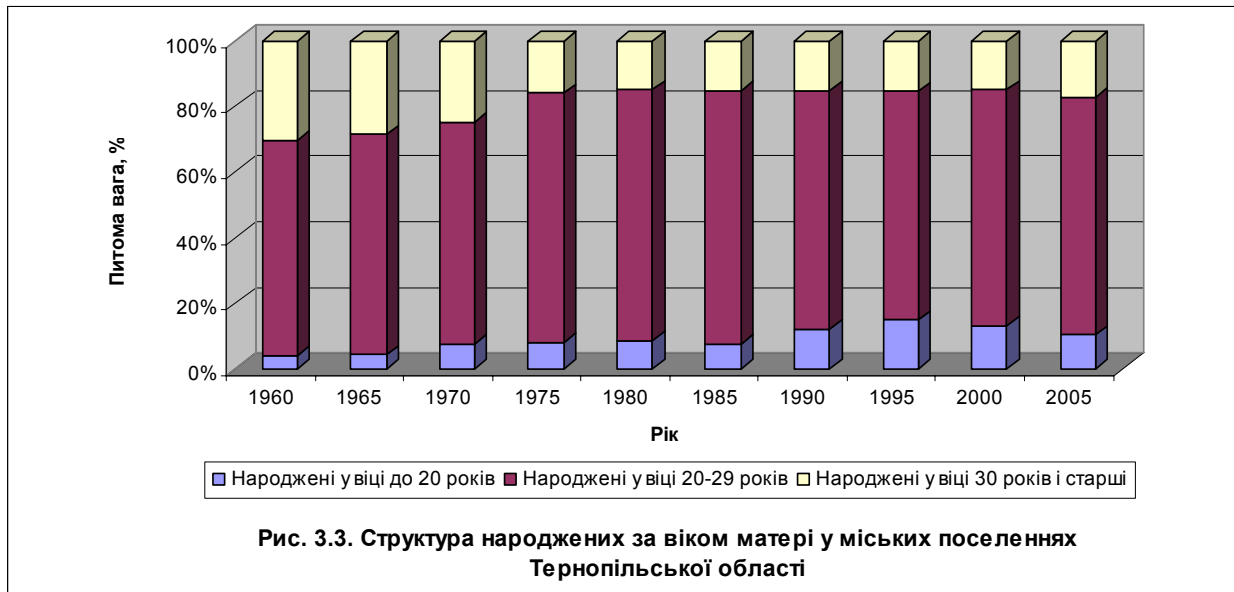
сільській місцевості, ніж у міських поселеннях, але в останні п'ять років різниця зменшувалася і в 2006 р. досягла 2,4 процентного пункту.

Питома вага народжених матерями віком 20–30 років протягом останнього двадцятиріччя залишалася стабільною – на рівні 71–72% у міських поселеннях і 70–71% у сільській місцевості. Проте до 2000 р. питома вага народжених жінками у віці понад 30 років у міських жителів стабілізувалася на рівні 15–15,5%, а у сільських – зменшувалася з 15,7% у 1980 р. до 11,7% у 2000 р. Протягом останнього періоду вона почала збільшуватися і досягла 18,3% у міських поселеннях і 15,7% у сільській місцевості (рис. 3.3, 3.4).

Таблиця 3.6

Структура народжених за віком матері у міських поселеннях і сільській місцевості Тернопільської області*

Вік матері, років	1960		1970		1980		1990		2000		2005	
	міські поселення	сільська місцевість	міські поселення	сільська місцевість	міські поселення	сільська місцевість	міські поселення	сільська місцевість	міські поселення	сільська місцевість	міські поселення	сільська місцевість
Питома вага, %												
Всього	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
у тому числі												
до 20	4,0	5,7	7,6	8,3	8,6	13,2	12,2	16,9	13,2	18,7	10,4	15,5
20–24	34,3	30,8	41,2	34,4	48,0	50,1	44,9	46,7	47,8	47,3	43,1	44,6
25–29	30,7	32,1	26,4	25,4	28,5	21,0	27,6	23,4	23,9	22,4	29,3	25,4
30–34	19,9	19,7	17,1	19,2	11,2	9,3	11,8	9,3	10,4	7,9	12,7	10,3
35–39	8,9	8,6	5,7	9,6	2,9	4,5	2,8	2,8	3,5	3,0	3,6	3,5
40–44	1,2	1,6	1,9	2,8	0,8	1,9	0,6	0,7	1,0	0,8	0,8	0,8
45 і старші	0,1	0,3	0,1	0,2	–	–	–	–	–	–	–	–
не вказано	0,8	1,2	0,1	–	–	–	–	–	0,1	–	0,1	–
Характеристики розподілу і варіації												
Середній вік	27,0	27,1	25,9	26,8	24,7	24,4	24,5	23,8	24,3	23,6	24,9	24,2
Модальний вік	23,4	25,4	22,8	23,0	22,7	22,2	22,6	22,2	22,4	22,1	22,8	22,4
Медіанний вік	26,5	26,7	25,2	26,1	23,4	22,9	23,4	22,8	23,1	22,7	23,7	23,1
1-й квартиль	22,4	22,5	21,7	21,9	21,4	20,9	21,1	20,7	21,0	20,5	21,4	20,9
3-й квартиль	31,2	31,3	29,0	31,4	27,6	27,2	27,6	26,9	27,3	26,6	27,3	27,4
Квартильний коефіцієнт диференціації	0,164	0,164	0,144	0,178	0,127	0,131	0,133	0,130	0,130	0,130	0,121	0,135
Коефіцієнт варіації, %	24,6	24,6	21,6	26,7	19,1	19,7	20,0	19,5	19,5	19,5	18,2	20,3



Для оцінювання та порівняння швидкості структурних зрушень використовуємо середньорічні темпи приросту питомої ваги народжених за віком матері у міських поселеннях і сільській місцевості (див. дод. Ж). Результати розрахунків свідчать, що кардинальних відмінностей тенденцій динаміки питомої ваги народжених у міських поселеннях і сільській місцевості не спостерігалось. Протягом 2000–2006 рр. у міського населення швидше зменшувалася питома вага народжених жінками віком до 20 років (6,4% проти 5,5% у сільського) та 20–24 роки (відповідно 2,2% і 1,1%), але швидше зростала питома вага народжених жінками віком 25–29 років (4,4% і 2,9%). Проте у сільській місцевості помітно вищі середньорічні темпи приросту питомої ваги народжених жінками віком 30–34 роки і 35–39 років (відповідно 6,3% і 3,7% проти 4,5% і 2% у міських поселеннях).

Протягом останніх років структурні зрушення зумовлювалися помітним збільшенням плідності у жінок віком 30–34 і 35–39 років, що характерно не тільки для Тернопільської області, а й для України загалом. Цьому сприяють як деяке поліпшення добробуту населення, так і подальша адаптація до поширених умов життя. Позитивну роль відіграло втілення державних програм планування сім'ї, поліпшення репродуктивного здоров'я населення, матеріальної підтримки батьків при народженні дитини тощо. На сучасному етапі певні позитивні зрушення відбуваються переважно у старших групах дітородного контингенту, проте фахівці очікують підвищення дітородної активності й серед молодих жінок [41, 89].

Для узагальненого оцінювання та порівняння швидкості структурних зрушень народжених за віком матері за типом поселення застосуємо середнє квадратичне коливання питомої ваги (див. дод. Ж). Значення цього показника, розраховані з п'ятирічними інтервалами протягом 1960–2006 рр., свідчать про вищу швидкість структурних зрушень у міських поселеннях, за винятком другої половини 1970-х рр. Інтенсивність структурних зрушень також загалом вища у міських поселеннях, окрім другої половини 1970-х та першої половини 1980-х рр.

Значення коефіцієнта концентрації, розраховані також з інтервалом п'ять років для субнаселень (див. дод. Ж), підтверджують, що до середини 1980-х рр. рівень концентрації народжених за віком матері був вищим у міських поселеннях, у 1985–1990 рр. він зрівнявся, протягом 1990–2000 рр. перевищував у сільській місцевості, а останні шість років – у міських поселеннях. Загалом рівень концентрації є високим як у міського, так і сільського населення, проте тенденції його динаміки відмінні. Так, у міських поселеннях рівень концентрації народжених збільшувався до середини 1980-х рр., протягом 1985–1995 рр. він дещо зменшився (до мінімального значення 41,6%), але у 1995–2006 рр. відбулося повільне зростання – до 44,3% у 2006 р. У сільській місцевості рівень концентрації також збільшився до середини 1980-х рр. (максимальне значення 45,9%), у 1985–2000 рр. він стабілізувався на рівні 45,5–45,6%, а у 2000–2006 рр. зафіксовано зменшення до 42,4%.

Комбінаційний ряд розподілу народжених за віком батька і матері з відносними частотами (табл. 3.7) дає змогу здійснити порівняльний аналіз структури народжених. Так, питома вага ранніх народжень (у віці до 20 років) та народжень у віці 20–24 роки у батьків значно нижча, ніж у

матерів (відповідно у 6,5 та 1,7 разу), проте у батьків віком понад 30 років народилося 31,3% дітей проти 15,7% у матерів цього віку. Відповідно середній, модальний і медіанний вік народження дитини у батьків помітно вищий, ніж у матерів, зокрема в середньому батько на 3,4 року старший за матір. Гістограма розподілу народжених за віком батька і матері (рис. 3.5) підтверджує наявність певних відмінностей.

Таблиця 3.7

Структура народжених за віком батька і матері у Тернопільській області в 2005 р.*

Вік, років	Залежно від віку	
	батька	матері
Питома вага народжених, %		
До 20	2,0	13,1
20–24	26,1	43,9
25–29	34,5	27,2
30–34	19,9	11,4
35–39	8,1	3,5
40–44	2,7	0,8
45 і старші	0,7	–
не вказано	5,9	0,1
Всього	100,0	100,0
Характеристики розподілу і варіації		
Середня	27,9	24,5
Мода	26,5	22,6
Медіана	27,5	23,4
1-й кватиль	23,5	21,1
3-й кватиль	32,5	27,6
Кватильний коефіцієнт диференціації	0,161	0,133
Коефіцієнт варіації, %	24,2	20,0

*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

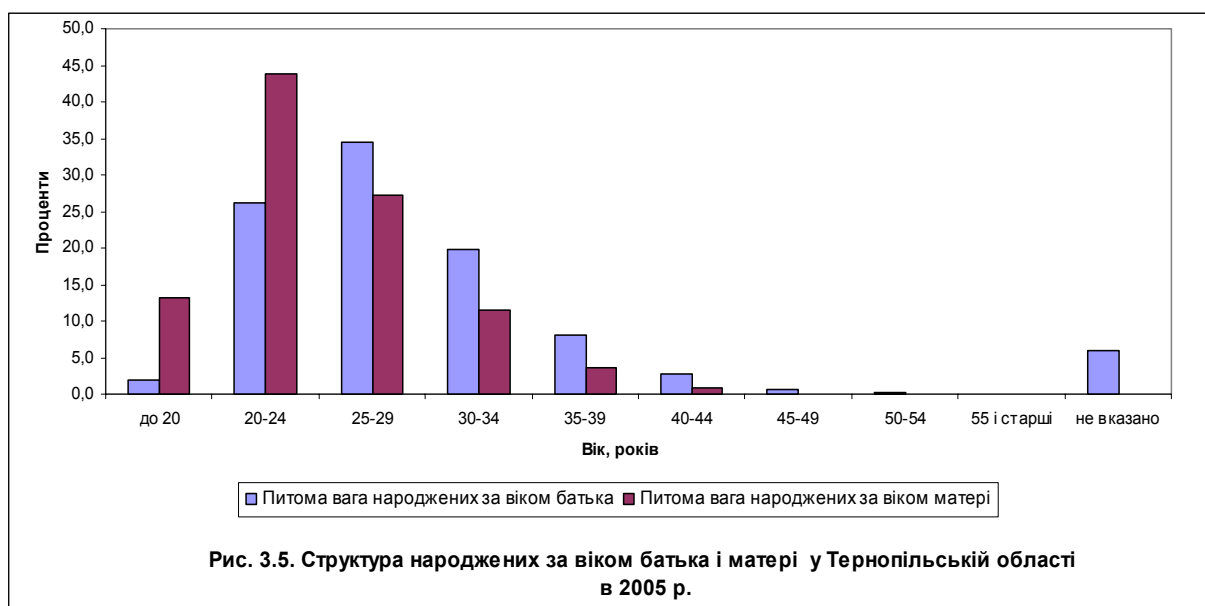


Рис. 3.5. Структура народжених за віком батька і матері у Тернопільській області в 2005 р.

Територіальні органи державної статистики визначають кількість пологів за календарних рік, а також здійснюють їхнє групування залежно від характеру (одноплідні та багатоплідні), а також типу поселення. Із загальної кількості народжених виокремлюють народжених живими та мертвнонароджених за статтю і типом поселення. За отриманими результатами можна визначити показники структури та координації: питому вагу багатоплідних пологів (з двійнятами, трійнятами, більшою кількістю дітей) загалом по регіону, а також для міських поселень і сільської місцевості зокрема; питому вагу мертвнонароджених за статтю і типом поселення; кількість багатоплідних пологів на 100 одноплідних; кількість мертвнонароджених на 1000 народжених живими, кількість мертвнонароджених на 1000 пологів. Так, у Тернопільській області в 2006 р. питома вага двоплідних пологів становила 1% загалом по регіону, а також у міських поселеннях і сільській місцевості. Із загальної кількості мертвнонароджених 30,9% припадало на міські поселення, а 69,1% – на сільську місцевість. Статева структура мертвнонароджених – 52,7% хлопчики, 47,3% дівчатка (у міських поселеннях – відповідно 52,9% і 47,1%, у сільській місцевості – 52,6% і 47,4%). На 1000 народжених живими припадало 5 мертвнонароджених (у міських поселеннях – 3, у сільській місцевості – 6).

3.3. Структурний аналіз смертності

Для дослідження закономірностей розподілу померлих за суттєвими ознаками, порівняльного аналізу їхньої структури за статтю і типом поселення, оцінювання структурних зрушень, варіації та ступеня концентрації вихідною інформацією є статистичні дані, які містяться у таких формах:

- АС-1 «Смертність населення за статтю та причинами смерті»;
- АС-2 «Смертність дітей у віці до 1 року за причинами смерті» (по області загалом, у міських поселеннях і сільській місцевості, за статтю);
- АС-2рм «Смертність дітей у віці до 1 року за причинами смерті і роком народження» (по області загалом, у міських поселеннях і сільській місцевості);
- АС-3 «Розподіл померлих за процедурою встановлення причини смерті та місцем смерті»;
- С-8 «Розподіл померлих за статтю, віковими групами та причинами смерті» (по області загалом, у міських поселеннях і сільській місцевості, за статтю);
- С-13 «Розподіл померлих від зовнішніх причин смертності за статтю та віковими групами» (по області загалом, у міських поселеннях і сільській місцевості, за статтю).

При вивченні закономірностей розподілу сукупності померлих у Тернопільській області вихідним є комбінаційний дискретний ряд розподілу з однорічними інтервалами, побудований за роком народження померлих або кількістю повністю прожитих років за статтю та типом поселення. Вторинні групування методом збільшення інтервалів дають можливість отримати інтервальні комбінаційні ряди розподілу з рівними (п'ять або десять років) або з нерівними інтервалами (наприклад, для жінок 16–54 роки, для чоловіків 16–59 років). Перехід від абсолютних до відносних частот дає змогу здійснювати порівняльний аналіз структури померлих за віком, статтю і типом поселення, виявляти структурні зрушення, а також обчислювати різні характеристики розподілу. При цьому за ціле (100%) можна взяти кількість померлих загалом (табл. 3.8) або померлих у певному віці (табл. 3.9).

Таблиця 3.8

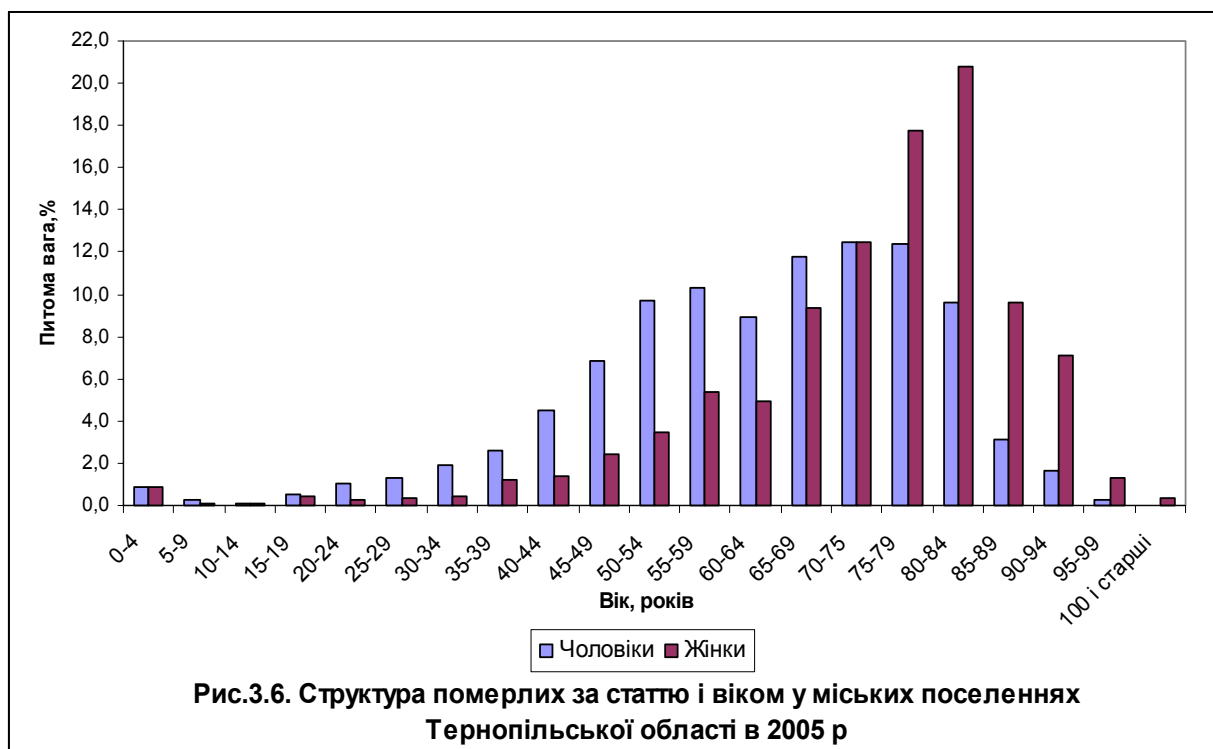
Структура померлих за віком, статтю і типом поселення
у Тернопільській області в 2005 р. (перший варіант)*

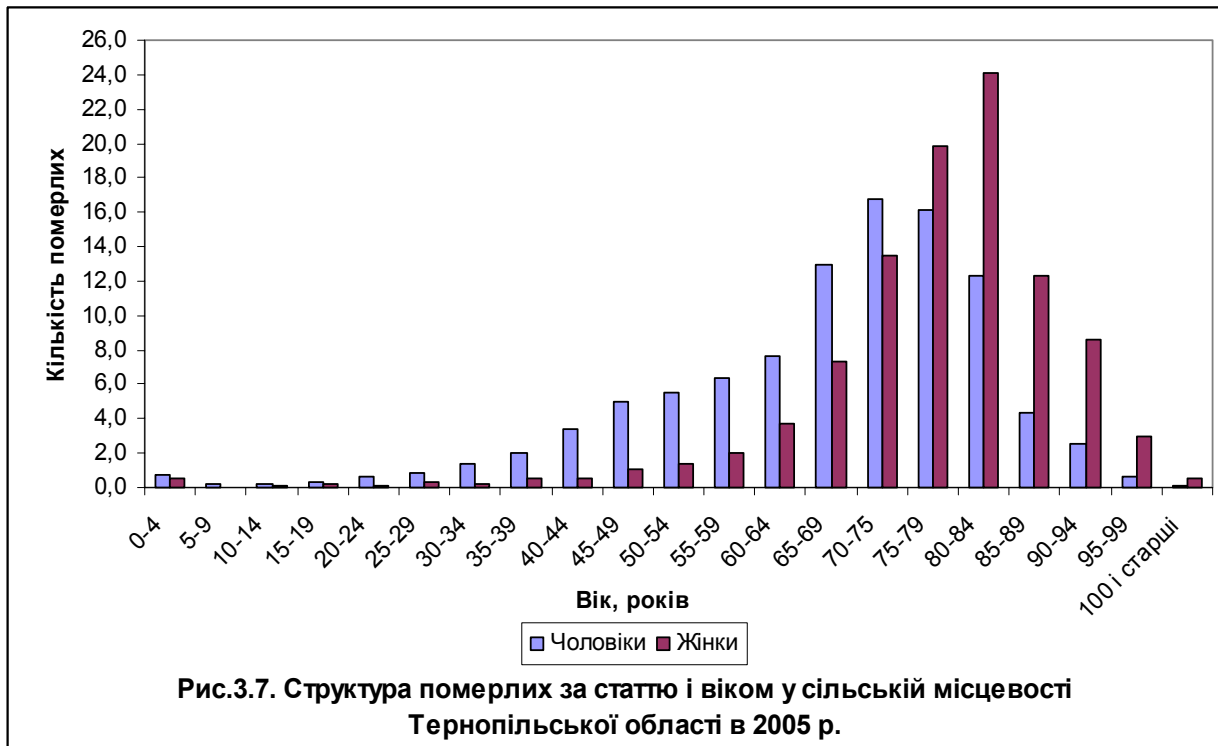
Вік померлих, років	Міські поселення та сільська місцевість			Міські поселення			Сільська місцевість		
	обидві статі	чоловіки	жінки	обидві статі	чоловіки	жінки	обидві статі	чоловіки	жінки
Всього	100	100	100	100	100	100	100	100	100
0–4	0,7	0,8	0,6	0,9	0,8	0,9	0,6	0,7	0,6
5–9	0,1	0,2	0,0	0,1	0,2	0,0	0,2	0,3	0,0
10–14	0,1	0,2	0,1	0,1	0,1	0,1	0,2	0,2	0,1
15–19	0,3	0,4	0,3	0,5	0,5	0,5	0,2	0,3	0,2
20–24	0,5	0,8	0,2	0,7	1,0	0,2	0,4	0,7	0,1
25–29	0,7	1,0	0,3	0,9	1,3	0,4	0,6	0,8	0,3
30–34	0,9	1,6	0,3	1,3	1,9	0,5	0,8	1,4	0,3
35–39	1,4	2,2	0,7	2,0	2,6	1,2	1,2	2,0	0,5
40–44	2,3	3,8	0,8	3,1	4,5	1,4	1,9	3,4	0,6
45–49	3,5	5,6	1,4	4,9	6,9	2,4	3,0	5,0	1,1
50–54	4,4	6,9	1,9	6,9	9,7	3,5	3,3	5,5	1,3
55–59	5,3	7,6	2,9	8,1	10,3	5,3	4,1	6,3	2,1
60–64	6,1	8,1	4,0	7,1	8,9	4,9	5,6	7,7	3,7
65–69	10,2	12,6	7,9	10,7	11,7	9,4	10,0	13,0	7,3
70–74	14,3	15,4	13,2	12,5	12,5	12,5	15,1	16,8	13,5
75–79	17,1	14,9	19,3	14,8	12,4	17,8	18,1	16,2	19,8
80–84	17,3	11,4	23,2	14,6	9,6	20,8	18,4	12,3	24,1
85–89	7,7	3,9	11,6	6,0	3,1	9,6	8,4	4,3	12,3
90–94	5,2	2,2	8,2	4,1	1,6	7,1	5,7	2,5	8,6
95–99	1,5	0,5	2,5	0,7	0,3	1,3	1,9	0,6	3,0
100 і старші	0,3	0,1	0,4	0,1	–	0,3	0,3	0,1	0,5
не вказано	–	–	–	–	–	–	–	–	–

*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Дані табл. 3.8 свідчать про те, що по віковий інтервал 70–75 років питома вага померлих чоловіків помітно вища, ніж жінок (аналогічна ситуація й за кількістю померлих), що є виявом явища надсмертності чоловічої статі. Якщо за аналогією з віком балансування кількості живих чоловіків і жінок визначити вік балансування кількості померлих за статтю, то в регіоні загалом це інтервал 70–75 років (переважання померлих чоловічої статі становить 188 осіб), у міських поселеннях – це інтервал 75–79 років (переважання померлих жіночої статі – 55 осіб), у сільській місцевості – це інтервал 70–74 роки (переважання померлих чоловічої статі – 123 особи). В дискретному виразі у міських поселеннях вік балансування кількості померлих чоловіків і жінок – 76 років, у сільській місцевості – 74 роки. У наступних за вищезазначеними вікових інтервалах кількість і питома вага жінок у складі померлих суттєво вища,

причому ця перевага із збільшенням віку зростає, наприклад, у віковому інтервалі 75–79 років питома вага померлих жінок вища, ніж відповідний показник у чоловіків, у 1,3 разу, в інтервалі 85–89 років – у 2,9 разу, в інтервалі 90–94 років – у 3,7 разу. На нашу думку, у складі померлих доцільно виокремлювати покоління – діти (0–14 років), батьки (15–49 років), прабатьки (50 років і старші). Так, у Тернопільській області протягом 2005 р. питома вага дітей у складі померлих становила 1% (хлопчики – 1,2%, дівчатка – 0,8%), батьків – 9,6% (чоловіки – 15,3%, жінки – 3,9%), прабатьків – 89,4% (чоловіки – 83,5%, жінки – 95,3%). Слід зазначити, що у міських поселеннях порівняно з сільською місцевістю питома вага померлих дітей є дещо вищою (1,1% проти 0,9% у міських поселеннях), а батьків значно вищою (13,3% проти 8,1%). У сільського населення питома вага померлих чоловіків з покоління батьків перевищує відповідний показник для жінок у 4,5 разу, а у міського – в 2,9 разу. Відмінності у структурі померлих за статтю і віком у міських поселеннях і сільській місцевості можна простежити за гістограмами розподілу, побудованими на основі відносних частот (рис. 3.6, 3.7).





У контексті формування регіональних трудових ресурсів доцільно виокремлювати померлих у працездатному віці. Так, протягом 2005 р. питома вага жінок, які померли у віці 16–54 роки, становила 5,8%, а чоловіків, які померли у віці 16–59 років – 29,7%, у міських поселеннях – відповідно 9,8% і 38,7%, у сільській місцевості – 4,3% і 25,4%. Отже, у міських поселеннях питома вага померлих у працездатному віці значно вища, ніж у сільській місцевості, проте із загальної кількості жінок, які померли у працездатному віці, 44,8% проживали у міських поселеннях, а 55,2% – у сільській місцевості, відповідно питома вага чоловіків, які померли у працездатному віці, дорівнювала 42,3% і 57,7%.

На основі даних табл. 3.9 можна зробити висновок, що питома вага чоловіків і жінок у загальній кількості померлих у 2005 р. однакова (різниця становить лише 0,4 процентного пункту), але наявні значні відмінності у статевій структурі померлих залежно від віку. Так, до вікового інтервалу 70–75 років питома вага чоловіків у кілька разів більша, ніж жінок (за винятком вікових інтервалів 0–4 і 70–75 років, у яких перевага порівняно незначна і відповідно дорівнює 9,2 і 7,8 процентного пункту).

Таблиця 3.9

Структура померлих за віком, статтю і типом поселення
у Тернопільській області в 2005 р. (другий варіант)*

Вік померлих, років	Міські поселення та сільська місцевість			Міські поселення			Сільська місцевість		
	обидві статі	чоловіки	жінки	обидві статі	чоловіки	жінки	обидві статі	чоловіки	жінки
Всього	100	50,2	49,8	29,5	16,3	13,2	70,5	33,9	36,6
0–4	100	54,6	45,4	36,1	19,3	16,8	63,9	35,3	28,6
5–9	100	84,0	16,0	28,0	24,0	4,0	72,0	60,0	12,0
10–14	100	60,9	39,1	21,7	13,0	8,7	78,3	47,8	30,5
15–19	100	57,7	42,3	46,2	26,9	19,3	53,8	30,8	23,0
20–24	100	82,5	17,5	41,2	35,0	6,2	58,8	47,5	11,3
25–29	100	75,7	24,3	39,6	32,4	7,2	60,4	43,2	17,2
30–34	100	83,5	16,5	39,2	32,9	6,3	60,8	50,6	10,2
35–39	100	76,7	23,3	40,8	30,0	10,8	59,2	46,7	12,5
40–44	100	83,2	16,8	40,3	32,5	7,8	59,7	50,8	8,9
45–49	100	79,7	20,3	40,7	31,6	9,1	59,3	48,0	11,3
50–54	100	78,4	21,6	46,4	36,0	10,4	53,6	42,5	11,1
55–59	100	72,3	27,7	45,0	31,7	13,3	55,0	40,6	14,4
60–64	100	66,7	33,3	34,6	23,9	10,7	65,4	42,8	22,6
65–69	100	61,7	38,3	30,8	18,7	12,1	69,2	43,0	26,2
70–74	100	53,9	46,1	25,7	14,2	11,5	74,3	39,7	34,6
75–79	100	43,8	56,2	25,5	11,8	13,7	74,5	32,0	42,5
80–84	100	33,1	66,9	24,9	9,0	15,9	75,1	24,1	51,0
85–89	100	25,4	74,6	22,9	6,6	16,3	77,1	18,9	58,2
90–94	100	21,4	78,6	23,0	5,1	17,9	77,0	16,3	60,7
95–99	100	16,8	83,2	14,1	3,2	10,9	85,9	13,7	72,3
100 і старші	100	14,0	86,0	16,3	0,0	16,3	83,7	14,0	69,8
не вказано	–	–	–	–	–	–	–	–	–

*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Питома вага померлих у міських поселеннях становить 29,5%, а в сільській місцевості – 70,5%. Отже, на 100 померлих міських жителів припадає 240 сільських, у жінок це співвідношення дорівнює 278 особам, у чоловіків – 208 особам. Необхідно зазначити, що структура померлих за типом поселення помітно варіює залежно від вікового інтервалу, наприклад, у віці 10–14 років питома вага померлих міських жителів становить 21,7%, а сільських – 78,3%, у віковому інтервалі 15–19 років – відповідно 46,2% і 53,8%. Загалом у віковому інтервалі 15–59 років питома вага померлих у міських поселеннях перебуває в межах від 39,2% до 46,4%, а в наступних інтервалах помітно зменшується і досягає мінімуму у віці 95–99 років – 14,1%. Відповідно у сільській місцевості питома вага померлих у віці 15–59 років коливається в межах від 53,6% до 60,8%, а в наступних вікових інтервалах значно збільшується.

Характеристики розподілу (табл. 3.10) підтверджують наявність відмінностей у закономірностях вікового розподілу померлих за статтю і типом поселення. Середній вік померлих, який вважають середньою емпіричною тривалістю життя населення, у жінок на 10,6 року більший, ніж у чоловіків, тоді як модальний вік померлих однаковий (різниця становить 1,5 року на користь жінок), а медіанний значно переважає у жінок (на 9 років). Слід наголосити, що через суттєво вищу питому вагу чоловіків, які померли у віці до 55 років, перший квартиль у жінок на 16 років вищий, тобто 25% померлих жінок прожили на 16 років більше, ніж 25% померлих чоловіків. При вищому рівні смертності жінок у старших вікових групах третій квартиль переважає лише на 7,8 року, отже, 75% жінок прожили майже на 8 років більше, ніж 75% чоловіків.

Таблиця 3.10

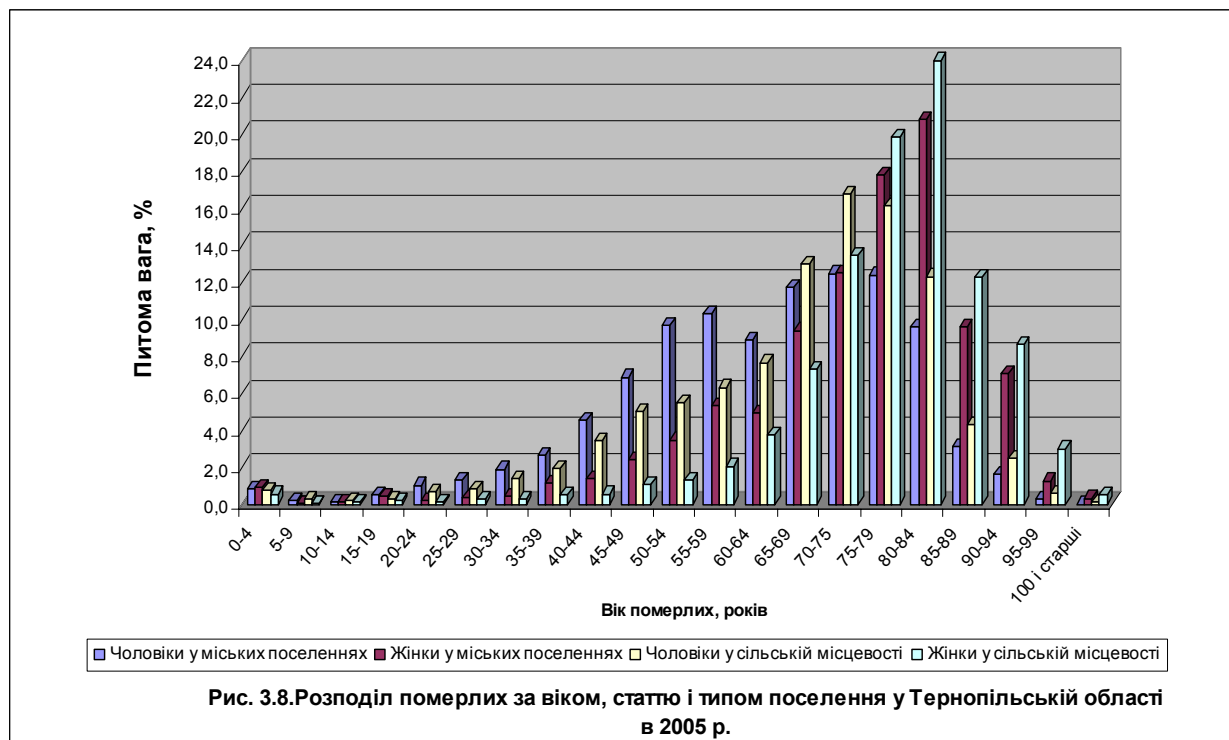
Характеристики розподілу померлих за віком, статтю і типом поселення у Тернопільській області в 2005 р.*

Вік померлих, років	Міські поселення та сільська місцевість			Міські поселення			Сільська місцевість		
	обидві статі	чоловіки	жінки	обидві статі	чоловіки	жінки	обидві статі	чоловіки	жінки
Середній	71,1	65,9	76,4	67,7	63,0	73,4	72,6	67,2	77,5
Модальний	80,1	79,8	81,3	79,6	74,5	81,1	80,2	74,3	81,3
Медіанний	71,6	66,8	75,8	66,3	60,7	72,7	70,9	66,1	76,8
1-й квартиль	59,5	51,2	67,2	52,7	48,7	63,8	62,6	49,7	69,6
3-й квартиль	77,1	72,6	80,4	75,2	70,8	79,0	77,7	73,3	80,9
Квартильний коефіцієнт диференціації	0,129	0,173	0,089	0,176	0,185	0,101	0,108	0,192	0,075
Коефіцієнт варіації, %	19,4	26,0	13,4	26,4	27,8	15,2	16,2	28,8	11,3

*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Заслуговує на увагу той факт, що середній вік померлих у сільського населення на 5 років вищий, ніж у міського (в чоловіків – на 4,2 року, у жінок – на 4,1 року). Таким чином, найвища емпірична тривалість життя характерна для жінок у сільській місцевості, а найнижча – для чоловіків у міських поселеннях. Модальний вік померлих у міського і сільського населення загалом відрізняється несуттєво, але як в одного, так і в іншого субнаселень модальний вік померлих жінок більший, ніж чоловіків (відповідно на 6,5 і 7 років). Медіанний вік померлих вищий у сільській місцевості, причому це характерно і для чоловіків, і для жінок, але

в останніх він на 10–12 років більший. У міських поселеннях 25% померлих жінок прожили на 15 років більше, ніж 25% померлих чоловіків, у сільській місцевості – на 20 років. Відмінності у віковій структурі померлих залежно від статі та місця проживання відображає гістограма, побудована за відносними частотами (рис. 3.8). Так, найвищу питому вагу померлих у віковому інтервалі від 20 до 64 років мають чоловіки в міських поселеннях, а найнижчу – жінки в сільській місцевості, проте у віці 80 років і старші питома вага останніх переважає.



Протягом досліджуваного періоду відбулися певні зміни у закономірностях розподілу померлих за віком і статтю, що призвело до відповідних структурних зрушень (табл. 3.11). Зокрема, зменшилася питома вага померлих у дитячому віці (0–14 років) з 14,7% в 1960 р. до 1,2% у 2005 р. у хлопчиків і з 9,8% до 0,8% у дівчаток. Питома вага жінок, які померли в дітородному віці (15–49 років) до початку 90-х рр. ХХ ст. зменшувалася, потім до кінця ХХ ст. дещо зростала, а протягом останнього періоду знову скоротилася, проте питома вага чоловіків, котрі померли у цьому віці, з середини 1980-х рр. збільшилася (з 11,3% у 1985 р. до 15,9% у 2005 р.).

Таблиця 3.11

Структура померлих за статтю та віком у Тернопільській області
протягом 1960–2005 рр.*

Вік померлих, років	1960		1970		1980		1990		2000		2005	
	ЧОЛОВІКИ	ЖІНКИ	ЧОЛОВІКИ	ЖІНКИ	ЧОЛОВІКИ	ЖІНКИ	ЧОЛОВІКИ	ЖІНКИ	ЧОЛОВІКИ	ЖІНКИ	ЧОЛОВІКИ	ЖІНКИ
Питома вага, %												
Всього	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
у тому числі												
0–4	13,2	9,0	3,8	2,6	2,9	2,4	2,1	1,5	1,4	0,8	0,8	0,7
5–9	0,9	0,5	0,6	0,3	0,4	0,2	0,2	0,2	0,2	0,0	0,3	0,0
10–14	0,6	0,3	0,6	0,3	0,3	0,2	0,3	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1
15–19	1,0	0,6	0,9	0,4	0,8	0,2	0,6	0,3	0,5	0,2	0,4	0,2
20–24	1,7	0,8	1,3	0,5	0,9	0,3	1,1	0,2	0,9	0,2	0,9	0,2
25–29	2,0	1,2	1,2	0,4	1,2	0,4	1,1	0,5	1,2	0,3	1,0	0,3
30–34	2,2	1,6	1,7	0,7	1,5	0,5	1,6	0,6	1,6	0,4	1,6	0,3
35–39	2,1	1,8	2,7	1,2	1,9	0,6	2,1	0,6	2,3	0,8	2,3	0,7
40–44	2,0	1,5	2,8	1,6	3,3	1,3	2,7	0,2	4,0	1,2	4,0	0,8
45–49	3,7	3,2	3,6	2,3	5,0	2,2	3,9	1,4	4,8	1,6	5,8	1,6
50–54	6,0	4,6	2,6	2,4	5,7	3,2	6,4	2,3	5,4	2,1	7,0	1,9
55–59	8,6	6,3	6,8	4,9	7,3	5,0	9,3	4,1	7,2	3,1	7,4	2,9
60–64	9,7	8,5	12,4	8,0	5,3	4,1	11,5	6,8	11,2	5,4	8,8	4,3
65–69	10,5	9,1	14,9	12,5	11,9	9,2	11,1	10,5	15,4	9,6	12,5	8,5
70–79	22,0	27,4	26,4	30,7	32,1	35,7	22,4	27,9	27,9	34,1	30,3	33,6
80–89	11,7	19,2	15,3	25,3	17,3	27,4	19,7	35,0	12,4	29,0	14,5	33,4
90–99	2,1	4,0	2,4	5,8	2,2	7,1	4,0	7,2	3,5	10,6	2,4	10,0
100 і старші	0,1	0,3	0,0	0,0	0,0	0,1	0,1	0,4	0,1	0,4	0,1	0,4
не вказано	0,0	0,1	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,2	0,1	0,1	0,0	0,0
0–14	14,7	9,8	5,0	3,2	3,6	2,8	2,6	1,8	1,6	0,9	1,2	0,8
15–49	14,5	10,7	14,2	7,2	14,5	5,5	13,0	3,9	15,2	4,7	15,9	4,1
50 і старші	70,8	79,5	80,8	89,6	81,8	91,8	84,4	94,4	83,1	94,4	82,9	95,1
16–54	–	15,1	–	9,6	–	8,7	–	6,1	–	6,7	–	6,0
16–59	29,0	–	23,4	–	27,4	–	28,5	–	27,7	–	30,1	–
Характеристики центру розподілу, років												
Середня	55,5	62,8	63,6	70,4	65,2	72,5	65,8	74,5	65,3	75,4	65,7	76,3
Мода	72,6	76,9	72,5	77,7	72,9	77,6	74,0	82,0	72,2	78,3	72,6	79,9
Медіана	63,2	70,4	68,0	73,8	70,7	75,7	68,3	77,4	68,0	77,1	68,9	78,2

*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Питома вага жінок, які померли у віці 50 років і старші, до початку 1990-х рр. зростала, протягом останнього десятиріччя ХХ ст. стабілізувалася на рівні 94,0–94,4%, а в ХХІ ст. дещо збільшилася – до 95,1% у 2005 р., питома вага чоловіків, які померли у цьому віці, до середини 1980-х рр. зростала, а далі повільно зменшилася і досягла рівня 82,9% у 2005 р.

Позитивним явищем є стабільне зменшення питомої ваги жінок, які померли у працездатному віці – з 21,4% у 1960 р. до 8,9% у 2005 р., проте у чоловіків, які померли у віці 16–59 років, напрямок структурних зрушень протилежний, а з середини 1980-х рр. їхня питома вага дедалі зростає – з 17,7% у 1985 р. до 22,8% у 2005 р.

Для оцінювання швидкості структурних зрушень обчислимо середньорічні темпи приросту питомої ваги померлих у кожному віковому інтервалі для чоловіків і жінок зокрема (дод. 3). Результати розрахунків підтверджують, що доволі швидкими темпами зменшувалася питома вага померлих хлопчиків і дівчаток віком 0–4 роки, причому протягом 2000–2005 рр. середньорічний темп скорочення значно вищий у хлопчиків (10,3% проти 3,1% у дівчаток). Загалом зменшилася питома вага померлих обох статей у віці 5–34 роки, але у жінок ці темпи вищі, ніж у чоловіків. Слід зазначити, що протягом 2000–2005 рр. доволі швидко збільшувалася питома вага хлопчиків, які померли у віці 5–9 і 10–14 років, а також чоловіків, які померли у віці 45–49 і 50–54 роки (відповідно середньорічні темпи приросту становили 9%, 4,6%, 4% і 5,3%), проте значно зменшилася питома вага померлих чоловіків у віці 15–19, 25–29, 60–64, 65–69; 90 і більше років. За вказаний період швидко зменшувалася питома вага жінок, які померли у віці 40–44 і 60–64 роки (відповідно середньорічні темпи скорочення становили 7,7% і 4,4%), але зростала питома вага померлих жінок у віці 10–14 і 80–89 років (на 2,9% щорічно).

Узагальнене оцінювання швидкості структурних зрушень померлих за віковим показником смертності здійснено за допомогою середнього квадратичного коливання питомої ваги окремих вікових груп. Результати розрахунків свідчать про те, що з 1965 р. до 1980 р. структурні зрушення відбувалися дещо швидше у представників чоловічої статі, а з 1985 р. простежується однакова динаміка для обох статей (дод. 3).

Інтенсивність структурних зрушень померлих за віком, що характеризується коефіцієнтом відносних структурних зрушень, протягом 1965–1985 рр. значно вища у чоловіків, у 1985–1990 рр. вона зрівнялася, протягом наступних п'яти років ситуація змінилася на протилежну, а в 2000–2005 рр. інтенсивність структурних зрушень у жінок значно зменшилася і досягла мінімального рівня – 11,3%, а в чоловіків збільшилася до 17,5%.

Для оцінювання ступеня концентрації померлих за віком використаємо модифікований коефіцієнт Лоренца (3.12). Значення цього коефіцієнта розраховано з п'ятирічними інтервалами для чоловіків і жінок зокрема (дод. 3). Одержані результати свідчать про дуже високий і дедалі зростаючий ступінь концентрації померлих жінок за віком (44,3% у 1960 р. і 62,5% у 2005 р.), який є значно більшим, ніж у чоловіків (45,2% у 2005 р.). При цьому для останніх значення коефіцієнта концентрації з 1965 р. стабілізувалося і коливається в межах від 44,5% до 46,8%.

У демографічній статистиці та демографії поширені поняття «нормальний вік смерті» і «передчасна смерть». Нормальний вік смерті розглядають з біолого-медичної та емпіричної точок зору. Зокрема, біологічний нормальний вік смерті можна визначати як медіанний вік померлих, що пережили модальний вік. Сучасна медицина вважає нормальним віком смерті інтервал 90–100 років. Емпіричний нормальний вік смерті переважно розглядається як модальний вік смерті, а чоловіки і жінки, котрі померли молодшими, ніж визначено цим показником, вважаються померлими у життєздатному віці.

Відповідно до вищевикладеного слід зазначити, що в 2005 р. у Тернопільській області біологічний нормальний вік смерті чоловіків дорівнював 80 років, а жінок – 86 років, а питома вага осіб, які померли старшими за визначений біологічний нормальний вік смерті, становила у чоловіків 15,8%, у жінок – 16,4%. У віці 90 років і старші померли 2,5% чоловіків і 10,4% жінок, а емпіричний нормальний вік смерті відповідно дорівнював 72,6 і 79,9 року.

Демографічна статистика вивчає також розподіл померлих за причинами смерті. Причина смерті – це безпосередня подія, яка зумовила смерть людини (хвороба, отруєння, травма, утоплення, самогубство тощо). Джерелом інформації про причину смерті є лікарське свідоцтво про смерть, фельдшерська довідка про смерть, свідоцтво про перинатальну смерть, на підставі яких заповнюється графа «Причина смерті» в актовому записі про смерть. Усі причини смерті з 1975 р. до 2004 р. класифікували на підставі Міжнародної класифікації хвороб, травм і причин смерті ІХ перегляду (МКХ-9), а з 2005 р. в Україні причини смертності визначаються відповідно до Міжнародної статистичної класифікації хвороб і споріднених проблем охорони здоров'я Х перегляду (МКХ-10).

Для статистичного аналізу причин смертності населення використовують прості та комбінаційні ряди розподілу. Останні враховують не тільки причину смерті, а й вік людини, її стать, місце проживання тощо. Перехід від абсолютних до відносних частот дає змогу вивчати структуру померлих за причинами смерті, а також здійснювати порівняльний аналіз за віком, статтю, типом поселення.

З метою порівняльного аналізу смертності населення Тернопільської області з окремих найвагоміших причин за статтю і типом поселення побудуємо комбінаційні ряди розподілу померлих з відносними частотами двох видів: перший – за ціле (100%) взято кількість померлих з усіх причин з урахуванням статі та типу поселення (табл. 3.12); другий – за ціле (100%) взято загальну кількість померлих із певної причини (табл. 3.13).

На основі даних табл. 3.12 можна зробити висновки про те, що у регіоні головною причиною смертності населення є хвороби системи кровообігу (68,1% від усіх померлих), проте простежується значна варіація питомої ваги померлих з цієї причини за статтю та типом поселення. Так, найвища питома вага наявна серед жінок у сільській місцевості – 81,8%, а найнижча – серед чоловіків (54,8%), але як у містах, так й у селах питома вага померлих жінок значно вища – відповідно на 15,6 і 23,1 процентного пункту. До того ж у сільській місцевості питома вага померлих з названої причини значно вища, ніж у міських поселеннях – на 8,9 процентного пункту.

Другою за вагомістю причиною смертності є новоутворення, переважно злоякісні (11,7% від усіх померлих). У структурі померлих також наявні певні відмінності щодо питомої ваги за статтю і типом поселення, зокрема, максимальне значення зафіксовано серед чоловіків у міських поселеннях – 15,5%, а мінімальне – серед жінок у сільській місцевості (7,3%). Питома вага померлих з цієї причини дещо вища у містах – на 4,7 процентного пункту, а також у чоловіків, ніж у жінок, – на 1 процентний пункт у міських поселеннях і на 6,2 процентного пункту в сільській місцевості.

Таблиця 3.12

Структура померлих за причинами смертності, статтю та типом поселення у Тернопільській області в 2005 р. (перший варіант)*

	Міські поселення та сільська місцевість			Міські поселення			Сільська місцевість		
	обидві статі	чоловіки	жінки	обидві статі	чоловіки	жінки	обидві статі	чоловіки	жінки
Всього	100	100	100	100	100	100	100	100	100
із них від									
деяких інфекційних та паразитарних хвороб	1,2	2,0	0,3	1,5	2,2	0,6	1,0	1,9	0,2
новоутворень	11,7	14,2	9,2	15,0	15,5	14,5	10,3	13,5	7,3
ендокринних хвороб, розладів харчування та порушень обміну речовини	0,7	0,6	0,7	1,1	0,8	1,5	0,5	0,5	0,5
розладів психіки та поведінки	1,2	0,8	1,7	0,6	0,5	0,8	1,5	0,9	2,0
хвороб нервової системи	1,0	1,3	0,6	1,3	1,6	0,9	0,8	1,2	0,5
хвороб системи кровообігу	68,1	57,5	78,8	61,8	54,8	70,5	70,7	58,7	81,8
хвороб органів дихання	5,5	7,4	3,5	3,7	4,6	2,6	6,2	8,8	3,8
хвороб органів травлення	3,2	4,6	1,8	5,0	6,3	3,5	2,4	3,9	1,1
зовнішніх причини смертності	5,7	9,5	2,0	7,7	11,2	3,5	4,9	8,6	1,4
інших причин	1,7	2,1	1,4	2,1	2,4	1,8	1,5	1,9	1,2

*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Третє місце за питомою вагою померлих посідає смертність від зовнішніх причин (5,7%), при цьому характерною є суттєва відмінність структури за статтю та типом поселення. Так, для чоловіків у міських поселеннях питома вага померлих з названих причин становить 11,2% (максимальне значення), а для жінок у сільській місцевості – 1,4% (мінімальне значення). На четвертій позиції перебувають хвороби органів дихання (5,5%), при цьому питома вага померлих від цих хвороб майже вдвічі вища у сільській місцевості – 6,2% проти 3,7% у міських поселеннях. Максимальну питому вагу зафіксовано серед чоловіків у сільській місцевості (8,8%), а мінімальну – серед жінок у міських поселеннях (2,6%).

Аналіз даних табл. 3.13 підтверджує, що з наведених класів причин смертності населення регіону лише у трьох випадках у складі померлих переважають жінки. Однією з причин смертності є хвороби системи кровообігу (жінки – 57,7%, чоловіки – 42,3%), причому із загальної кількості померлих від цих хвороб 44% – це жінки в сільській місцевості. У структурі померлих від новоутворень переважають чоловіки (60,8%), більше третини (39,3%) становлять чоловіки в сільській місцевості, а питома вага сільського населення обох статей дорівнює 62,1%.

Таблиця 3.13

Структура померлих за причинами смертності, статтю та типом поселення у Тернопільській області в 2005 р. (другий варіант)*

	Міські поселення та сільська місцевість			Міські поселення			Сільська місцевість		
	обидві статі	чоловіки	жінки	обидві статі	чоловіки	жінки	обидві статі	чоловіки	жінки
Всього	100	50,2	49,8	29,5	16,3	13,2	70,5	33,9	36,7
із них від	100								
деяких інфекційних та паразитарних хвороб	100	85,4	14,6	37,7	30,7	7,0	62,3	54,8	7,5
новоутворень	100	60,8	39,2	37,9	21,5	16,3	62,1	39,3	22,9
ендокринних хвороб, розладів харчування та порушень обміну речовини	100	47,0	53,0	48,7	20,0	28,7	51,3	27,0	24,3
розладів психіки та поведінки	100	31,9	68,1	15,2	7,1	8,1	84,8	24,8	60,0
хвороб нервової системи	100	68,7	31,3	39,3	27,6	11,7	60,7	41,1	19,6
хвороб системи кровообігу	100	42,3	57,7	26,7	13,1	13,6	73,3	29,2	44,0
хвороб органів дихання	100	67,5	31,7	20,0	13,8	6,2	80,0	54,5	25,5
хвороб органів травлення	100	72,7	27,3	46,1	31,8	14,3	53,9	40,9	13,0
зовнішніх причин смертності	100	82,8	17,2	39,7	31,7	8,0	60,3	51,1	9,2
інших причин	100	85,4	14,6	37,7	30,7	7,0	62,3	54,8	7,5

*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Структура померлих від зовнішніх причин смертності характеризується їхньою більшою питоною вагою у сільській місцевості (60,3%), а також значною перевагою питокої ваги померлих чоловіків (82,8%), при цьому більше половини (51,1%) загальної кількості померлих з указаних причин – чоловіки у сільській місцевості. Аналогічна ситуація у струк-

турі померлих від хвороб органів дихання, де 54,5% померлих – чоловіки, які проживали у сільській місцевості.

Для вивчення структурних зрушень у смертності населення визначимо питому вагу померлих за основними причинами смерті в 1970–2006 рр. з п'ятирічним інтервалом (табл. 3.14).

Таблиця 3.14

Структура померлих за основними причинами смертності
у Тернопільській області*

	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000	2005	2006
Всього	100	100	100	100	100	100	100	100	100
в т.ч. від									
інфекційних та паразитарних хвороб	3,1	2,6	1,5	0,9	0,8	0,9	1,4	1,2	1,1
з них від туберкульозу	2,6	1,6	0,9	0,7	0,5	0,7	1,2	1,0	0,9
злякисних новоутворень	9,2	9,7	10,7	10,9	12,7	13,0	13,4	11,6	11,8
хвороб системи кровообігу	51,5	59,1	65,1	62,7	61,5	60,6	65,9	68,1	68,2
хвороб органів дихання	23,0	16,7	11,6	15,2	13,7	11,9	7,1	5,5	5,5
хвороб органів травлення	2,3	2,4	2,5	2,0	2,4	2,7	2,6	3,2	2,7
зовнішніх причин	4,9	5,1	5,2	4,6	5,8	6,4	5,5	5,7	5,9

*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

На основі даних табл. 3.14 можна зробити висновок, що протягом досліджуваного періоду відбулися зміни в структурі померлих, причому тенденції цих змін за окремими причинами смертності відмінні. Так, питома вага померлих від туберкульозу скорочувалася до початку 1990-х рр., протягом наступного десятиріччя зросла більш ніж у два рази, а з 2000 р. до 2006 р. зменшилася до рівня 1980-х рр. Питома вага померлих від злякисних новоутворень до кінця 1990-х рр. характеризувалася чіткою тенденцією до збільшення, а протягом 2000–2006 рр. відбулася зменшення до рівня, зафіксованого наприкінці 1980-х рр. Процент померлих від хвороб системи кровообігу загалом зростав і досягнув максимальної величини у 2006 р. – 68,2%, а померлих від хвороб органів дихання стабільно зменшувався до мінімуму – 5,5% у 2006 р. Питома вага померлих від хвороб органів травлення дещо збільшилася у середині 1990-х рр. і стабілізувалася на рівні 2,6–2,7%, а померлих від зовнішніх причин загалом зростала до середини 1990-х рр., далі зменшилася до рівня, який було визначено на початку 1990-х рр.

Слід зазначити, що протягом досліджуваного періоду простежуємо значні відмінності у структурі померлих за основними причинами смерт-

ності за субнаселеннями (дод. К). Так, процент померлих від злякисних новоутворень майже вдвічі вищий у міських поселеннях (16,1% проти 9,9% у 2006 р.), проте питома вага померлих від хвороб системи кровообігу та органів дихання значно переважає у сільській місцевості (відповідно 71,5% проти 60,8% і 6,2% проти 3,9% у 2006 р.). Серед міських жителів у 1,5 – 2 рази вища питома вага померлих від хвороб органів травлення та зовнішніх причин (4% проти 2,1% і 7,3% проти 5,3% у 2006 р.).

Комбінаційне групування померлих за статтю, віком і причинами смерті дає змогу здійснити порівняльний аналіз та виявити відмінності в структурі померлих за кожною причиною за віковими групами і статтю (дод. Л). На основі комбінаційного ряду розподілу з відносними частотами розраховано середній, модальний і медіанний вік померлих чоловіків і жінок за основними причинами.

Проведені розрахунки дають змогу зробити висновок, що у Тернопільській області в 2006 р. від туберкульозу померло 149 осіб, серед яких 83,2% – чоловіки, а 16,8% – жінки, причому 50% чоловіків померли у віці 40–54 роки, а 52% жінок – у віці 30–34 роки, відповідно середній, модальний і медіанний вік померлих в останніх значно менший (модальний – майже на десять років). Таким чином, від туберкульозу жінки помирають у молодшому віці, ніж чоловіки, хоча абсолютний рівень смертності у них у п'ять разів нижчий, причому максимальний рівень смертності обох статей характерний для працездатного віку.

Злякисні новоутворення спричинили смерть 1950 особам, з них чоловіки становили 62,1%, а жінки – 37,9%. Найбільший процент померлих чоловіків припадає на віковий інтервал 55–74 роки, а жінок – на 65–79 років, отже, середній, модальний і медіанний вік померлих вищий в останніх, причому найбільшою є різниця медіанного віку померлих – понад чотири роки. У віковому інтервалі 45–69 років питома вага померлих чоловіків помітно вища, а понад 70 років – ситуація є протилежною.

Від хвороб системи кровообігу в регіоні померло 11299 осіб, серед яких 59,2% становили жінки і 40,8% – чоловіки. Максимальна питома вага померлих чоловіків припадає на віковий інтервал 65–84 роки (66,4%), а жінок – 70–89 років (75,5%). Відмінності у віковій структурі чоловіків і жінок, які померли з цієї причини, зумовили значно вищий рівень середнього, модального і медіанного вік останніх (середній –

майже на вісім років). Таким чином, можна зробити висновок, що, від хвороб системи кровообігу жінки помирають у значно старшому віці, ніж чоловіки (див. дод. Л).

Від зовнішніх причин протягом 2006 р. померло 979 осіб, з них 83,2% – чоловіки і 16,8% – жінки. Серед померлих чоловіків 58,7% припадало на інтервал 35–59 років, а жінок – 47,6%. Слід зазначити, що як кількість, так і питома вага чоловіків, котрі померли у віці 20–34 роки, значно перевищують аналогічні показники у жінок (162 чоловіки, або 19,9% проти 19 жінок, або 11,6%). Відмінності у структурі померлих зумовили вищі значення характеристик центру розподілу для жінок: середнього віку – на 3,3 року, модального – на 9,3 року, медіанного – на 3,6 року (див. дод. Л). Полігон частот, який побудовано за питомою вагою чоловіків і жінок, що померли з основних причин смертності, наочно демонструє відмінності у структурі померлих за віком і статтю (рис. 3.9).

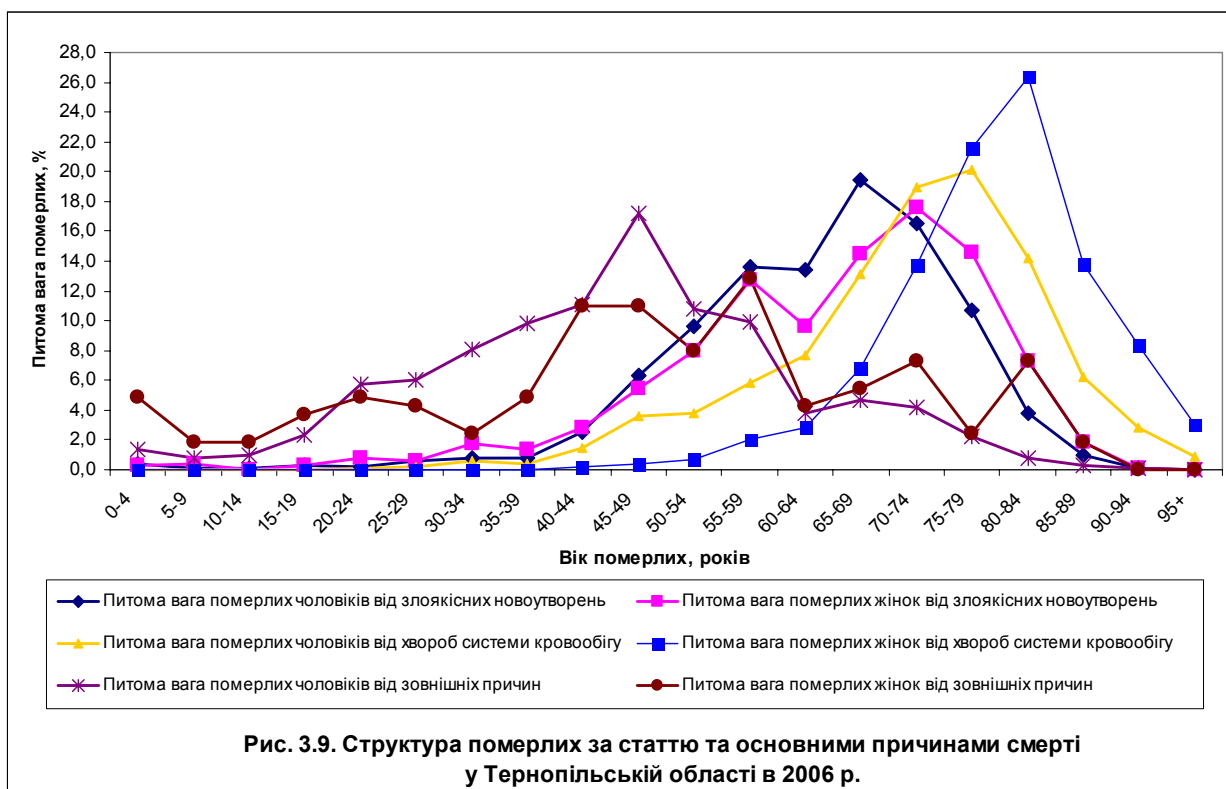


Рис. 3.9. Структура померлих за статтю та основними причинами смерті у Тернопільській області в 2006 р.

Серед зовнішніх причин смертності найвагомішими є транспортні нещасні випадки, випадкові отруєння, спричинені отруйними речовинами, та навмисні самоушкодження. Протягом 2006 р. з названих причин померло відповідно 187, 162 і 128 осіб, проте у структурі померлих переважають чоловіки, питома вага яких відповідно становила 73,8%, 85,2% і 91,4%. Найвищий процент чоловіків, які померли внаслідок

транспортних нещасних випадків, припадає на віковий інтервал 20–34 роки – 37,7%, а на інтервал 20–59 років – 80,4%. Показник смертності жінок в абсолютному виразі з цієї причини в 2,8 разу нижчий, ніж у чоловіків, причому в структурі померлих найбільшу питому вагу зафіксовано у віковому інтервалі 45–49 років. З огляду на різні закономірності розподілу померлих з вказаної причини чоловіків і жінок середній, модальний і медіанний вік померлих суттєво вищий в останніх (середній – на 3,6 року, модальний – на 20,6 року, медіанний – на 9,5 року).

Кількість чоловіків, які померли від випадкових отруєнь, перевищує аналогічний показник для жінок у 5,8 разу, причому їхня максимальна питома вага припадає на віковий інтервал 40–54 роки (54,4%), а в жінок – на 45–59 років (37,5%). Слід зазначити, що з цієї причини 78,3% чоловіків померли у віці 20–59 років, а питома вага жінок, які померли протягом вказаного інтервалу, становила 54,1%. Проте характеристики центру розподілу, обчислені для чоловіків і жінок, відрізняються несуттєво (див. дод. Л).

Унаслідок навмисних самоушкоджень у регіоні померло в 10,6 разу більше чоловіків, ніж жінок. Структура померлих чоловіків характеризується найвищою питоною вагою в інтервалі 40–54 роки (39,3%), а майже 90% з них померли у віці 20–74 роки, причому за винятком вказаного інтервалу з максимальними значеннями питокої ваги розподіл є доволі рівномірним. Смертність жінок з цієї причини через незначну кількість випадків має лише два варіанти питокої ваги, які сконцентрувалися у двох вікових інтервалах, – 15–24 роки і 50–59 років (по 36,4%).

Отже, за результатами структурного аналізу можна констатувати, що основними причинами смертності чоловіків у молодому віці (до 35 років) є зовнішні, зокрема, транспортні нещасні випадки та випадкові отруєння, на котрі припадає половина загальної кількості померлих у цьому віці, а в жінок – злоякісні новоутворення і зовнішні причини (відповідно 15,2% і 19,8% від загальної кількості померлих).

У віці 35–49 років причинами смертності чоловіків переважно були зовнішні (31,8%), хвороби системи кровообігу (25,8%), хвороби органів травлення (13,4%), злоякісні новоутворення (11,9%), а в жінок – злоякісні новоутворення (29,5%), зовнішні причини (18,3%) і хвороби системи кровообігу (15,8%). Однак слід зазначити, що у складі померлих суттєво переважали чоловіки. Так, серед померлих у цьому віці від зовнішніх

причин у 2006 р. було 310 чоловіків і 44 жінки, від хвороб системи кровообігу – 252 чоловіки і 38 жінок, від злякисних новоутворень – 116 чоловіків і 71 жінка.

У віці 50–69 років як у чоловіків, так і в жінок головними причинами смертності є злякисні новоутворення та хвороби системи кровообігу. З першої причини померли 679 чоловіків і 331 жінка, що відповідно становить 23% і 23,6% від кількості померлих у цьому віці, а з іншої – 1402 чоловіки (47,4%) і 830 жінок (59,2%). Віковий інтервал 70–79 років характеризується наявністю однієї домінуючої причини смертності – хвороби системи кровообігу, які спричинили смерть 1903 чоловіків і 2361 жінки, що у процентному виразі до загальної чисельності померлих у цьому віці дорівнює 74,5% і 86,7%. Наступною за вагомістю причиною є злякисні новоутворення, але кількість і питома вага померлих з цієї причини значно менша – 329 чоловіків (12,9%) і 238 жінок (8,7%).

У віковому інтервалі 80–89 років головною причиною смертності також є хвороби системи кровообігу при значному переважанні кількості померлих жінок – 2684 жінки і 941 чоловік, що відповідно становить 95,4% і 72,8% від загальної кількості померлих у вказаному віці. Проте другою за вагомістю причиною смертності є хвороби органів дихання, які спричинили смерть 131 чоловіка (10,1%) і 95 жінок (3,4%). У віці 90 років і більше також домінує смертність від хвороб системи кровообігу, причому кількість померлих жінок у 4,4 разу більша, ніж чоловіків (відповідно 766 і 173 особи), а питома вага померлих з цієї причини становить 81,7% у жінок і 73,3% у чоловіків.

Для виявлення особливостей і відмінностей у закономірностях розподілу померлих за віком, статтю і причинами смерті визначимо перший (3.13) і третій квартилі (3.14), котрі дають змогу з'ясувати, в якому віці померли 25% і 75% чоловіків і жінок відповідно за кожною причиною смертності. Квартильний коефіцієнт диференціації (3.15) дає можливість отримати відносну характеристику ступеня варіації померлих за віковим показником смертності, що зумовлює доцільність його використання для порівнянь за статтю і причинами смерті. Для оцінювання рівня концентрації померлих за віком, статтю і причиною смертності обчислимо модифікований коефіцієнт Лоренца (3.12). Результати розрахунків зазначених показників (табл. 3.15) підтверджують наявність суттєвих відмінностей у розподілі та структурі померлих за віком, статтю і причинами смерті.

Таблиця 3.15

Характеристики розподілу померлих за віком, статтю і окремими причинами смертності у Тернопільській області в 2006 р.*

Причини смертності	Туберкульоз	Злоякісні новоутворення	Хвороби системи кровообігу	Хвороби органів дихання	Хвороби органів травлення	Зовнішні причини	з них: транспортні нещасні випадки	випадкові отруєння	навмисні самоушкодження
Чоловіки									
1-й кuartиль, років	42,0	56,3	65,5	62,6	44,1	34,8	26,6	41,1	35,7
2-й кuartиль, років	60,9	72,1	79,8	79,2	58,6	55,4	52,7	54,6	58,0
Кuartильний коефіцієнт диференціації, %	18,4	12,3	9,8	11,7	14,1	22,8	32,9	14,1	23,8
Коефіцієнт варіації, %	27,5	18,5	14,7	17,6	21,2	34,3	49,3	21,2	35,7
Коефіцієнт концентрації, %	51,1	54,5	51,1	47,9	48,9	38,7	42,0	49,1	36,3
Жінки									
1-й кuartиль, років	36,0	56,3	74,3	72,5	50,4	36,3	29,1	37,5	21,9
2-й кuartиль, років	53,4	74,7	85,1	85,0	68,9	64,3	57,2	61,0	55,6
Кuartильний коефіцієнт диференціації, %	19,4	14,0	6,7	8,0	15,5	27,9	32,6	23,9	43,6
Коефіцієнт варіації, %	29,2	21,0	10,1	12,0	23,3	41,8	48,9	35,8	65,3
Коефіцієнт концентрації, %	57,0	49,7	60,7	52,6	48,8	27,8	36,4	46,7	65,0

*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Динаміка рівня та структури смертності немовлят в Україні впродовж останнього десятиріччя ХХ ст. є доволі суперечливою. З одного боку, показник смертності дітей віком до 1 року зменшувався. Порівняно з 1993 р. у структурі смертності немовлят за основними її причинами протягом 2000 р. відчутно зменшилася частка смертей з причин, які не складно усунути за допомогою засобів медицини, зокрема, від інфекційних хвороб, хвороб органів дихання та ін. Проте структурно збільшилася частка смертей від основних причин смерті немовлят – уроджених аномалій і станів, що виникають у перинатальному періоді. Крім цього, зросла частка смертей від зовнішніх дій [39, 97–98].

Для структурного аналізу смертності немовлят у регіоні використаємо комбінаційний ряд розподілу померлих дітей віком до 1 року, який містить форма АС-2 «Смертність дітей у віці до 1 року за причинами смерті». З метою вивчення структури померлих побудуємо комбінаційні ряди розподілу за окремими причинами смертності (групувальна ознака), за статтю і типом поселення з відносними частотами у двох варіан-

тах: перший – взявши за ціле (100%) кількість померлих немовлят у кожній підгрупі (вертикальна структура); другий – взявши за ціле (100%) кількість померлих з окремої причини (горизонтальна структура).

Результати розрахунків за першим варіантом (табл. 3.16) підтверджують, що найвагомішими причинами смертності немовлят є окремі стани, що виникають у перинатальному періоді (42,2% від кількості померлих дітей віком до 1 року), вроджені вади розвитку, деформації та хромосомні аномалії (34,9%), зовнішні причини захворюваності та смертності (7,3%). Проте наявна значна варіація питомої ваги померлих немовлят залежно від статі та типу поселення. Так, частка дітей віком до 1 року, які померли від станів, що виникають у перинатальному періоді, коливається від 33,3% дівчаток у сільській місцевості до 45% хлопчиків у міських поселеннях, від уроджених вад розвитку, деформацій і хромосомних аномалій питома вага померлих немовлят найнижча у хлопчиків у сільській місцевості (23,3%), а найвища – у дівчаток у міських поселеннях (50%), від зовнішніх причин захворюваності та смертності серед дівчаток у сільській місцевості померло 5,1%, а в міських поселеннях – 10%. У сільській місцевості слід указати на значну частку хлопчиків, які померли від новоутворень (10%) і хвороб органів дихання (13,3%).

Таблиця 3.16

Структура померлих дітей віком до 1 року за основними причинами смертності у Тернопільській області в 2006 р. (перший варіант)*

	Тернопільська область			Міські поселення			Сільська місцевість		
	обидві статі	у тому числі		обидві статі	у тому числі		обидві статі	у тому числі	
		хлопчики	дівчатка		хлопчики	дівчатка		хлопчики	дівчатка
Всього померлих	100	100	100	100	100	100	100	100	100
з них від									
деяких інфекційних і паразитарних хвороб	1,8	1,4	2,6	0,0	0,0	0,0	3,4	3,3	2,6
новоутворень	2,8	4,3	0,0	0,0	0,0	0,0	5,1	10,0	0,0
хвороб органів дихання	5,5	8,6	0,0	4,0	5,0	0,0	6,8	13,3	0,0
окремих станів, що виникають у перинатальному періоді	42,2	41,4	43,6	44,0	45,0	40,0	40,7	36,7	33,3
вроджених вад розвитку, деформації та хромосомних аномалій	34,9	32,9	38,5	42,0	40,0	50,0	28,8	23,3	25,6
зовнішніх причин захворюваності та смертності	7,3	7,1	7,7	8,0	7,5	10,0	6,8	6,7	5,1

*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Горизонтальна структура померлих дітей віком до 1 року (табл. 3.17) характеризується значною перевагою хлопчиків (64,2%), при цьому частка хлопчиків у міських поселеннях вища в 4 рази, ніж дівчаток (відповідно 36,7% і 9,2%), у сільській місцевості процент дівчаток вищий, ніж хлопчиків, – 35,8% проти 27,5%. Серед немовлят, які померли від станів, що виникають у перинатальному періоді, 47,8% – це діти в міських поселеннях, а 52,2% – у сільській місцевості. Найбільшу їхню частку становлять хлопчики (39,1%), а найменшу – дівчатка (8,7%) у міських поселеннях. Від уроджених вад розвитку, деформацій і хромосомних аномалій більше половини (55,3%) померлих немовлят припадає на міські поселення, з них 42,1% – на міських хлопчиків і лише 13,2% – на дівчаток, проте у сільській місцевості ситуація протилежна – питома вага дівчаток становить 26,3%, а хлопчиків – 18,4%. У структурі смертності немовлят від зовнішніх причин у міських поселеннях значно переважають хлопчики (37,5% проти 12,5%), а в сільській місцевості питома вага однакова (25%). Серед померлих від новоутворень і хвороб органів дихання – винятково хлопчики, питома вага яких у сільській місцевості відповідно становить 100% і 66,7%.

Таблиця 3.17

Структура померлих дітей віком до 1 року за основними причинами смертності у Тернопільській області в 2006 р. (другий варіант)*

	Всього померлих	Тернопільська область			Міські поселення			Сільська місцевість		
		обидві статі	у тому числі		обидві статі	у тому числі		обидві статі	у тому числі	
			хлопчики	дівчатка		хлопчики	дівчатка		хлопчики	дівчатка
Всього померлих	100	64,2	35,8	45,9	36,7	9,2	54,1	27,5	35,8	64,2
з них від										
деяких інфекційних і паразитарних хвороб	100	50,0	50,0	0,0	0,0	0,0	100,0	50,0	50,0	50,0
новоутворень	100	100,0	0,0	0,0	0,0	0,0	100,0	100,0	0,0	100,0
хвороб органів дихання	100	100,0	0,0	33,3	33,3	0,0	66,7	66,7	0,0	100,0
окремих станів, що виникають у перинатальному періоді	100	63,0	37,0	47,8	39,1	8,7	52,2	23,9	28,3	63,0
вроджених вад розвитку, деформації та хромосомних аномалій	100	60,5	39,5	55,3	42,1	13,2	44,7	18,4	26,3	60,5
зовнішніх причин захворюваності та смертності	100	62,5	37,5	50,0	37,5	12,5	50,0	25,0	25,0	62,5

*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

За результатами групування померлих немовлят, які подано у формі АС-2рм «Смертність дітей у віці до 1 року за причинами смерті та роком народження», здійснимо їхній структурних аналіз за статтю, типом поселення і датою народження, взявши за ціле (100%) кількість померлих немовлят у кожній підгрупі. В Тернопільській області в 2005–2006 рр. майже 90% померлих немовлят народилися у поточному році (рис. 3.10), але маємо варіацію цього показника залежно від статі та типу поселення. Так, у 2006 р. питома вага померлих дітей віком до 1 року, які народилися в поточному році, вища серед дівчаток (92,3% проти 85,7% у хлопчиків), найнижча частка таких немовлят серед хлопчиків (83,3%), а найвища – серед дівчаток (93,1%) у сільській місцевості.

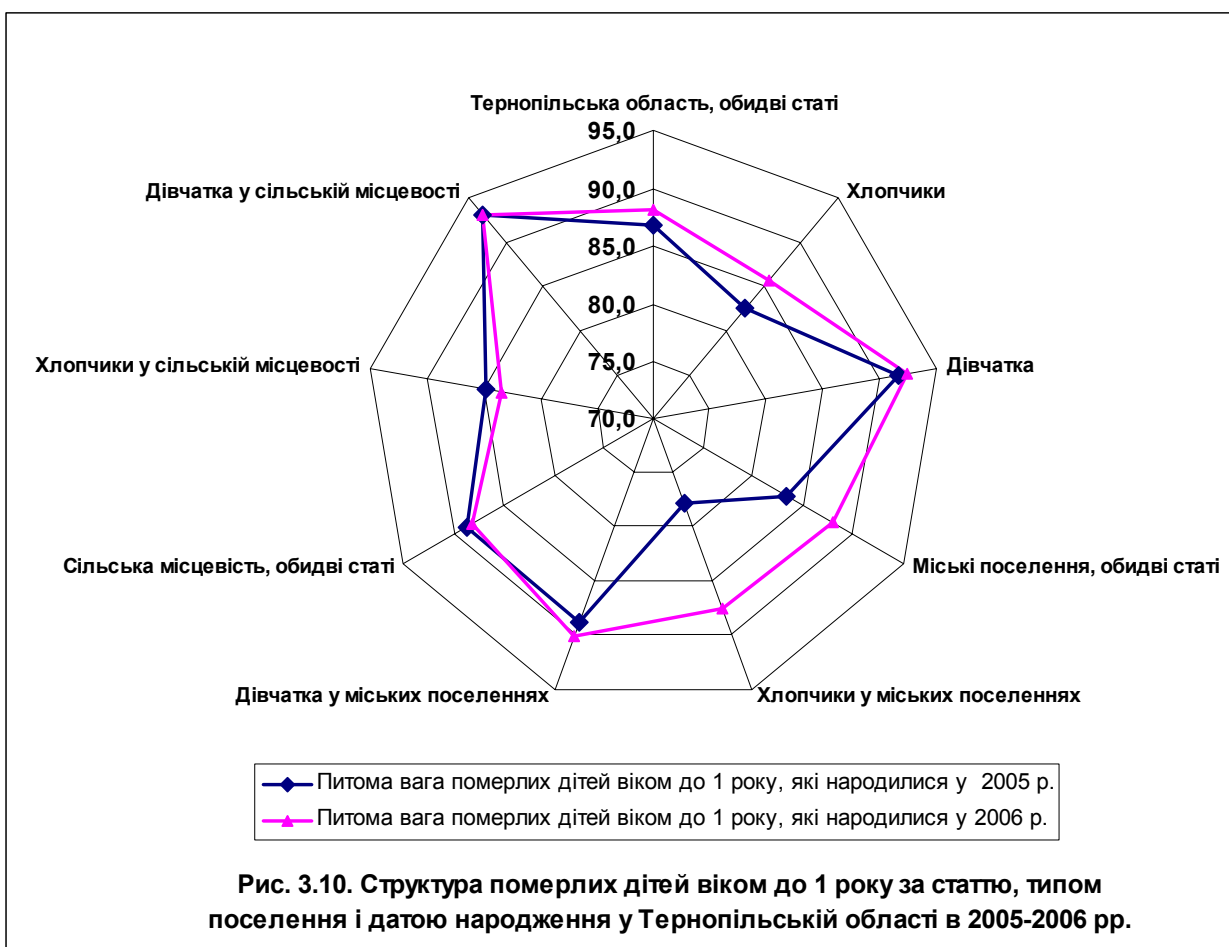


Рис. 3.10. Структура померлих дітей віком до 1 року за статтю, типом поселення і датою народження у Тернопільській області в 2005-2006 рр.

Аналіз побудованих рядів розподілу з відносними частотами померлих немовлят за причинами смертності та типом поселення за 1960–2006 рр. дає змогу зробити висновок про наявність значних структурних зрушень, а також відмінність їхніх тенденцій у міських поселеннях і сільській місцевості (дод. М). Питома вага дітей віком до 1 року, які померли від інфекційних і паразитарних хвороб, досягла максимальних значень у

другій половині 1970-х рр., при цьому в міських поселеннях вона залишилася на рівні 1960-х рр. (близько 10%), а в сільській місцевості – зросла вдвічі, у 1980-х рр. відбулося її значне скорочення, але у 1995 р. знову було наявне збільшення в 1,8 разу порівняно з 1990 р., протягом останнього десятиріччя частка немовлят, які померли з цієї причини, суттєво зменшилася, причому в міських поселеннях до нульового рівня, а в сільській місцевості – в 2,6 разу. Протягом 1960–2006 рр. питома вага дітей віком до 1 року, які померли від хвороб органів дихання, скоротилася в 10 разів і стабілізувалася на рівні 5,5–6%, якщо в 1960-х рр. причиною смертності половини померлих немовлят була гостра пневмонія, то у XXI ст. цей показник не перевищував 2%, причому формувався переважно за рахунок смертності немовлят у сільській місцевості.

З 1980-х рр. у регіоні основними причинами смертності немовлят стали окремі стани, що виникають у перинатальному періоді, а також уроджені вади розвитку, деформації та хромосомні аномалії. Протягом досліджуваного періоду підтверджується відома закономірність зростання частки померлих дітей віком до 1 року з цих причин за умови зменшення абсолютного і відносного рівнів дитячої смертності. Так, у 1980 р. із зазначених причин померло 49,5% немовлят, у 1990 р. – 66,5%, у 2000 р. – 62,5%, а в 2006 р. – 77,1%. У міських поселеннях частка немовлят, які померли з цих двох причин, значно вища, проте швидкість її зростання майже вдвічі більша у сільській місцевості. Якщо у міських поселеннях питома вага таких дітей віком до 1 року збільшилися з 61,0% у 1980 р. до 86% у 2006 р. (у 1,4 разу), то в сільській місцевості – з 40,5% до 69,5% (в 1,7 разу).

Частка померлих у віці до 1 року через зовнішні причини захворюваності та смертності протягом 1960–2006 рр. характеризується значними коливаннями і загалом є вищою у сільській місцевості, проте в останній період вона збільшилася – з 1,2% у 2000 р. до 7,3% у 2006 р. Смертність немовлят від хвороб органів травлення в 1960-х рр. досягла доволі значної величини, проте з 1970-х рр. вона або дуже незначна, або зовсім відсутня.

Для оцінювання швидкості та інтенсивності структурних зрушень використаємо середньорічні темпи приросту питомої ваги померлих немовлят з основних причин смертності (3.4), а також середнє квадратичне

коливання питомої ваги (3.6) і коефіцієнт відносних структурних зрушень (3.7). Результати розрахунків (табл. 3.18) свідчать, що в Тернопільській області найвищу швидкість та інтенсивність структурних зрушень смертності немовлят за основними її причинами спостерігали у другій половині 1960-х, 1970-х, 1980-х і на початку 1990-х р., а протягом останніх п'ятнадцяти років відбулося помітне їхнє зменшення, отже, структура стабілізувалася.

Питома вага дітей віком до 1 року, які померли від інфекційних і паразитарних хвороб, швидко збільшилася у другій половині 1960-х рр. і на початку 1970-х рр., протягом 1975–1985 рр. відбулося її значне скорочення, проте наступне десятиріччя характеризувалося доволі високими темпами зростання, що змінилися значним зменшенням до 2005 р., але в 2006 р. частка таких дітей стрімко збільшилася до рівня кінця 1980-х рр.

Таблиця 3.18

Показники швидкості та інтенсивності структурних зрушень смертності немовлят з основних причин у Тернопільській області в 1960–2006 рр.*

	1965	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000	2006
Середньорічні темпи приросту (зменшення) питомої ваги померлих, %									
Від інфекційних і паразитарних хвороб	-7,3	11,5	10,0	-5,0	-22,8	2,6	13,0	-19,3	9,6
Від хвороб органів дихання	1,4	-4,4	-0,5	-9,6	-0,9	-11,2	-7,4	-8,5	-1,3
у т. ч. від гострої пневмонії	0,7	-9,5	3,9	-11,8	-12,4	-27,8	4,2	-5,1	-1,3
Від окремих станів, що виникають у перинатальному періоді	35,1	1,1	3,7	7,6	-0,8	13,7	-7,8	3,2	3,4
Від уроджених вад розвитку, деформацій і хромосомних аномалій	-8,7	31,5	-6,6	8,8	2,7	-5,0	6,9	-2,4	3,8
Від зовнішніх причин захворюваності та смертності	18,1	42,4	-14,4	11,2	16,4	-18,7	16,7	-18,9	24,3
Узагальнені показники швидкості та інтенсивності структурних зрушень									
Середнє квадратичне коливання питомої ваги, %	5,6	14,3	5,0	12,8	6,2	11,9	8,0	3,7	4,4
Коефіцієнт відносних структурних зрушень, %	63,8	85,1	28,2	50,6	36,2	56,7	36,0	29,2	22,4

*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Починаючи з середини 1960-х рр., питома вага немовлят, які померли від хвороб органів дихання, поступово скорочувалася, найвищі темпи

зменшення характерні для кінця 1970-х рр., а також від середини 1980-х рр. аж до 2005 р., проте у 2006 р. відбулося певне її збільшення порівняно з попереднім роком. Частка дітей віком до 1 року, причиною смертності яких була гостра пневмонія, скорочувалася швидкими темпами до початку 1990-х рр. (з 50,5% у 1960 р. до 2,1% у 1990 р., тобто майже в 25 разів), а протягом останніх п'ятнадцяти років її значення стабілізувалося і коливалося в межах 2–3% (З. 18).

Структурні зрушення у смертності немовлят від станів, що виникають у перинатальному періоді, характеризуються сталою тенденцією до збільшення (за винятком першої половини 1990-х років), при цьому впродовж останнього десятиріччя темпи зростання уповільнилися і в середньому становили 3,2% і 3,4%. Частка дітей, котрі померли від уроджених вад розвитку, деформацій і хромосомних аномалій, протягом 1960–2006 рр. загалом збільшилася, але її динаміка була нестабільною та циклічною, оскільки періоди зростання змінювалися періодами спадання. Проте у 2006 р. порівняно з 1990 р. питома вага таких немовлят збільшилася з 22,5% до 34,9%, тобто в 1,6 разу.

На основі даних табл. 3.18 можна зробити висновок, що смертність немовлят від зовнішніх причин захворюваності та смертності також характеризувалася суттєвими структурними зрушеннями, при цьому середньорічні темпи зростання (зменшення) їхньої питомої ваги були доволі значними протягом усього досліджуваного періоду. Так, у 2000 р. питома вага дітей віком до 1 року, які померли з вказаної причини, становила 2%, а в 2006 р. – 7,3%, отже, відбулося її збільшення в 3,4 разу, або на 24,3% у середньому за рік.

3.4. Структурний аналіз шлюбності та розлучуваності

Сучасні процеси відтворення шлюбно-сімейної структури населення України загалом і Тернопільської області зокрема є не тільки результатом засвоєння нової постіндустріальної моделі демографічної поведінки в умовах відкритого суспільства, а й у багатьох випадках реагуванням на несприятливі умови буття, неможливість реалізації бажаної моделі матримоніальної поведінки під тиском соціально-економічних факторів, відповіддю на нестабільність і ворожість соціального середовища [41, 52]. До того ж на процеси шлюбності та розлучуваності, які визначають зміни у шлюбно-сімейній структурі населення, здійснюють значний вплив національні, культурні, релігійні особливості й традиції, які мають суттєві регіональні відмінності. Сукупний вплив усіх факторів зумовлює регіональну диференціацію структурних і динамічних характеристик шлюбності та розлучуваності.

Дослідження, які здійснили науковці Інституту демографії та соціальних досліджень НАН України, дали змогу виокремити таких три демографічні зони, які істотно відрізняються за характером перебігу процесів у шлюбно-сімейній сфері: Західну, Південно-Східну і Центральну. Тернопільська область належить до Західної демографічної зони, населення якої характеризується доволі традиційною матримоніальною поведінкою, збереженням класичних сімейних цінностей, високим рівнем шлюбності та відносно низьким ступенем поширення таких явищ, як нестабільність шлюбів, неповні сім'ї тощо [41, 55].

Інформаційною базою для статистичного аналізу шлюбної та сімейної структур населення регіону, а також структурного аналізу шлюбності та розлучуваності є матеріали Всеукраїнського перепису населення та показники, отримані в результаті опрацювання даних поточного обліку шлюбів і розлучень за такими формами статистичної звітності:

- Ш-1 «Розподіл шлюбів за громадянством подружжя» (по області загалом, у міських поселеннях і сільській місцевості);
- Ш-3 «Розподіл шлюбів за віком подружжя» (по області загалом, у міських поселеннях і сільській місцевості, за статтю);
- Ш-4 «Розподіл осіб, які вступили до шлюбу, за дошлюбним станом та віком» (по області загалом, у міських поселеннях і сільській місцевості, за статтю);

- «Р-1 Розподіл розлучень за громадянством осіб, які розірвали шлюб» (по області загалом, у міських поселеннях і сільській місцевості, за статтю);
- «Р-3 Розподіл розлучень за статтю, віком осіб, які розірвали шлюб, та його тривалістю» (по області загалом, у міських поселеннях і сільській місцевості, за статтю);
- «Р-4 Розподіл розлучень за віком осіб, які розірвали шлюб» (по області загалом, у міських поселеннях і сільській місцевості, за статтю);
- «Р-5 Розподіл розлучень за кількістю спільних дітей» (по області загалом і районах зокрема, у міських поселеннях і сільській місцевості).

У структурному аналізі шлюбності найважливішою групувальною ознакою, за якою утворюють прості та комбінаційні ряди розподілу, є вік осіб, які уклали шлюб. При побудові рядів розподілу за віком подружжя використовують однорічні, п'ятирічні та десятирічні інтервали. Шляхом укрупнення інтервалів отримують типологічні групування, мета яких – виокремити типи шлюбів за участю у відтворенні населення: ранні шлюби (укладені у віці до 20 років), потенційно продуктивні шлюби (укладені у віці 15–49 років), непродуктивні (пізні) шлюби (укладені у віці понад 50 років). Відповідно до кількості чоловіків і жінок, які зареєстрували шлюб у вказаних вікових інтервалах, визначають частку ранніх, потенційно продуктивних та пізніх шлюбів [57, 257]. На підставі рядів розподілу за віком осіб, які уклали шлюб, доцільно обчислити характеристики центру розподілу – середній, модальний і медіанний вік, а також структурні характеристики і показники варіації (квартилі, квартильний коефіцієнт диференціації та коефіцієнт варіації). Порівняння середнього віку чоловіків і жінок, які зареєстрували шлюб, дає змогу визначити так званий віковий лаг наречених (l_H), який характеризує середню різницю віку нареченої і нареченого та визначається за формулами:

– в окремій віковій групі

$$\text{для нареченої:} \quad l_H = \bar{y}_i - \bar{x}_i ; \quad (3.16)$$

$$\text{для нареченого:} \quad l_H = \bar{x}_i - \bar{y} ; \quad (3.17)$$

$$\text{– для усіх вікових груп} \quad l_H = \bar{y} - \bar{x} , \quad (3.18)$$

де \bar{y}_i, \bar{x}_i – відповідно середній вік чоловіків, які одружилися з жінками і-тої вікової групи, і середина інтервалу і-тої вікової групи жінок;
 \bar{x}_i, \bar{y} – відповідно середній вік жінок, з якими уклали шлюб чоловіки і-тої вікової групи, і середина інтервалу і-тої вікової групи чоловіків;
 \bar{y}, \bar{x} – відповідно середній вік чоловіків і жінок, які зареєстрували шлюб.

Комбінаційний ряд розподілу шлюбів за віком подружжя, статтю і типом поселення дає змогу розрахувати показники структури (при цьому за 100% взято кількість чоловіків і жінок, які уклали шлюб), а також їхній середній, модальний і медіанний вік (табл. 3.19).

Таблиця 3.19

Вікова структура та характеристики розподілу осіб, які зареєстрували шлюб у Тернопільській області протягом 2006 р.*

	Тернопільська область		Міські поселення		Сільська місцевість	
	чоловіки	жінки	чоловіки	жінки	чоловіки	жінки
Питома вага, %						
Всього	100	100	100	100	100	100
в тому числі у віці, років						
до 20	4,7	25,8	3,7	18,6	5,8	33,3
20–24	46,3	47,3	43,0	49,9	49,9	44,5
25–29	27,6	14,1	29,3	16,6	25,8	11,4
30–34	9,3	5,2	10,2	6,1	8,4	4,4
35–39	4,4	2,9	4,9	3,3	3,9	2,5
40–44	3,2	1,8	3,7	2,0	2,6	1,5
45–49	1,9	1,4	2,1	1,7	1,6	1,1
50–54	1,1	0,7	1,5	0,8	0,8	0,5
55–59	0,5	0,4	0,6	0,5	0,4	0,3
60 і старші	1,0	0,5	1,2	0,6	0,8	0,4
Характеристики розподілу						
Середній вік, років	26,8	23,6	27,4	24,5	26,1	22,7
Модальний вік, років	23,4	22,0	23,7	22,4	23,2	21,3
Медіанний вік, років	24,9	22,6	25,6	23,1	24,4	21,9
1-й кuartиль, років	22,2	19,8	22,5	20,6	21,9	19,1
2-й кuartиль, років	29,3	25,7	29,8	27,0	28,8	24,7
Кuartильний коефіцієнт диференціації.	0,139	0,128	0,141	0,133	0,135	0,128
Коефіцієнт варіації, %	20,8	19,2	21,1	19,9	20,2	19,2

*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

На основі даних табл. 3.19 можна зробити висновки, що питома вага ранніх шлюбів значно переважає у жінок (25,8% проти 4,7% у чолові-

ків), при цьому в сільській місцевості значення показників значно вищі, а кожна третя жінка в сільській місцевості уклала шлюб у віці до 20 років. Від 43% до 49,9% шлюбів припадає на осіб у віці 20–24 роки, але спостерігається доволі значна відмінність питомої ваги серед чоловіків у міських поселеннях і сільській місцевості (різниця становить 6,9 процентного пункту на користь останніх), а також жінок у міських поселеннях і сільській місцевості (перевага питомої ваги у перших – 5,4 процентного пункту). Процент осіб, які зареєстрували шлюб у віці 25–29 років, значно вищий серед чоловіків у міських поселеннях і сільській місцевості (відповідно на 12,7 і 14,4 процентного пункту). Таким чином, можна стверджувати, що жінки реалізують матримоніальні прагнення у більш ранньому віці, оскільки серед них 68,5% осіб у міських поселеннях і 77,8% у сільській місцевості уклали шлюб у віці до 25 років. Чоловіки переважно одружуються у віці 20–29 років (72,3% у міських поселеннях і 75,7% у сільській місцевості). Питома вага пізніх шлюбів незначна і коливається від 1,2% серед жінок у сільській місцевості до 3,3% серед чоловіків у міських поселеннях, отже, від 96,7% до 98,8% шлюбів є потенційно продуктивними.

Середній, модальний і медіанний вік осіб, які уклали шлюб, найменший серед жінок у сільській місцевості, адже кожна четверта з них одружувалася у віці до 19,1 року, відповідно у цієї категорії найнижчі значення квартильного коефіцієнта диференціації та варіації. Найвищі середні вікові характеристики серед чоловіків у міських поселеннях, проте й серед них 75% осіб реєстрували шлюб у віці до 29,8 року. Загалом ступінь варіації вікову укладення шлюбу за статтю і типом поселення відрізняється несуттєво.

Віковий лаг наречених, розрахований за формулою 3.18, у міських поселеннях становить 2,9 року, в сільській місцевості – 3,4 року, отже, в регіоні зберігається традиція, коли за віком чоловік старший, ніж жінка.

Розподіл шлюбів за віком подружжя дає змогу здійснити структурний аналіз у двох варіантах: перший – за 100% взято кількість чоловіків, які уклали шлюб у відповідному віці; другий – кількість жінок, які зареєстрували шлюб у відповідному віці (дод. Н). За результатами розрахунків можна зробити висновки, що 47,3% чоловіків одружилися з жінками віком 20–24 роки, а 46,3% жінок уклали шлюб з чоловіками цієї вікової

групи. У віці до 24 років чоловіки переважно одружуються з ровесницями, у віці 25–44 роки вони обирають наречених із двох попередніх вікових груп, тобто на 5–10 років молодших, у віці 45 років і більше чоловіки найчастіше укладають шлюб з ровесницями або жінками попередньої вікової групи. Слід зазначити, що при реєстрації шлюбу у віці до 19 і в 19 років чоловіки доволі часто обирають жінку з наступної вікової групи (відповідно 43,4% і 35,1% шлюбів).

Віковий лаг нареченого, розрахований за формулою 3.16 у кожній віковій групі (табл. Н.1), підтверджує попередні висновки, оскільки із збільшенням віку одруження чоловіків упродовж 20–59 років збільшується різниця з віком жінки – від 1 року у чоловіків віком 20–24 роки до майже 9 років у віці 55–59 років.

Другий варіант розрахунків (табл. Н.2) свідчить, що молоді жінки віком до 20 років переважно укладають шлюб з чоловіками наступної вікової групи, жінки віком 20–59 років найчастіше одружуються з чоловіками своєї або наступної вікових груп, а у віці 60 років і старші – з ровесниками. Слід зазначити, що в молодому віці процент жінок, які зареєстрували шлюб з молодшими чоловіками, дуже незначний, але у віковому інтервалі 20–49 років він коливається від 19,4% у 30–34 роки до 29% у 40–44 роки, проте перевага надається чоловікам попередньої вікової групи. Відповідно віковий лаг наречених, який дає змогу визначити, на скільки років у середньому вони молодші (+) або старші (–) за нареченого, найвищий у жінок віком до 20 років, у жінок віком 20–45 років він становить 3 роки, а у віці понад 55 років – рік-півтора.

Для виявлення та оцінювання структурних зрушень у віковій структурі чоловіків і жінок, які уклали шлюб протягом 1960–2006 рр., побудуємо ряди розподілу з відносними частотами з п'ятирічним інтервалом (дод. О). Для оцінювання швидкості та інтенсивності структурних зрушень використаємо середньорічний темп приросту (зменшення) питомої ваги (3.4), середнє квадратичне коливання питомої ваги (3.6) і коефіцієнт відносних структурних зрушень (3.7), а для порівняння варіації – кuartильний коефіцієнт диференціації (3.15), коефіцієнт варіації та модифікований коефіцієнт концентрації Лоренца (3.12).

Результати розрахунків (табл. О.1) свідчать, що з середини 1990-х рр. питома вага чоловіків, які одружилися у віці до 24 років, повільно

скорочувалася, у віці 25–29 років – повільно збільшувалася, у віці 30–34 роки повільне зменшення змінилося на доволі швидке зростання, у віці 35–39 років повільне збільшення змінилося на незначне скорочення, у віці 40–59 років відбулося пришвидшене зростання, а у віці 60 років і старші дуже швидке збільшення змінилося на дуже швидке зменшення. У всіх вікових групах загалом найбільша швидкість структурних зрушень припадає на 1960-ті рр., протягом 1970–1980 рр. вони стали мінімальними, а протягом 1990-х рр. і на початку ХХ ст. відбулося зростання до рівня 1980-х рр. Аналогічно змінювалася й інтенсивність структурних зрушень, яка порівняно з початком 1990-х рр. значно підвищилася. Коефіцієнт варіації також набував мінімальних значень у 1980-х рр., а з початку 1990-х рр. відбулося його незначне зростання. Слід зазначити, що протягом останнього десятиріччя відбулося збільшення всіх показників, які характеризують розподіл чоловіків за віком укладання шлюбу (середнього, модального і медіанного віку, першого і третього квартилів), що свідчить про рухомість структури та певний її перерозподіл на користь старших вікових груп. Це також підтверджує зменшення ступеня концентрації з 56,4% у 1990 р. до 48,9% у 2006 р., хоча він і надалі залишається високим.

Так, результати розрахунків, подані у табл. О.2, підтверджують, що протягом останнього десятиріччя швидкими темпами зменшувалася питома вага жінок, які уклали шлюб у віці до 20 років, проте доволі швидко вона зростала у віковій групі 25–29 років, у віці 30–39 років скорочення питомої ваги змінилося збільшенням, у віці 40–49 років відбулося уповільнення темпів приросту, у віці 50–59 років швидке збільшення змінилося на значне скорочення, а у віці 60 років і старші відбулася кардинальна зміна напрямку – зі швидкого зростання на швидке зменшення. В усіх вікових групах жінок загалом швидкість структурних зрушень була максимальною у 1960-х рр., протягом наступних п'ятнадцяти років вона скоротилася удвічі, але наприкінці 1980-х рр. різко збільшилася до рівня 1960-х рр., проте в середині 1990-х рр. відбулося зменшення швидкості структурних зрушень до мінімуму, яке змінилося на доволі значне пришвидшення в останньому десятиріччі. Інтенсивність структурних зрушень скоротилася до мінімального рівня у другій половині 1970-х рр. і першій половині 1990-х рр., проте надалі відбулося її значне зрос-

тання – у 2006 р. більш ніж утричі порівняно з 1995 р. Отже, вікова структура жінок, які уклали шлюб протягом досліджуваного періоду, є більш рухомою.

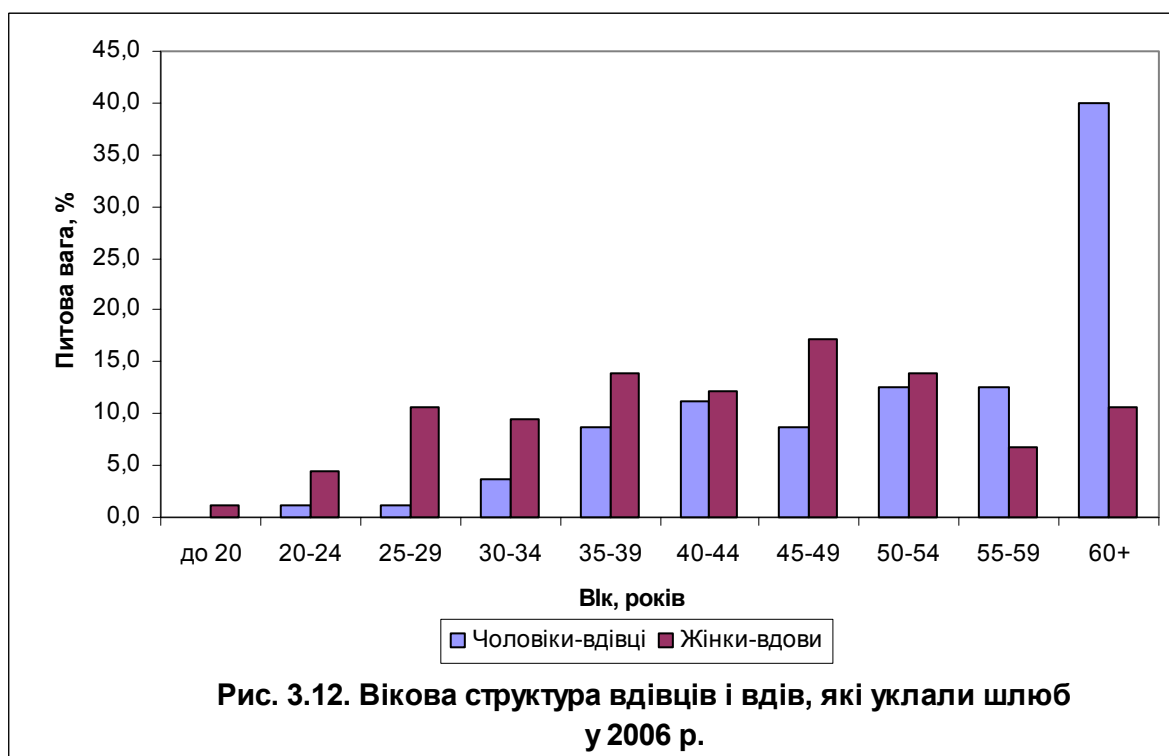
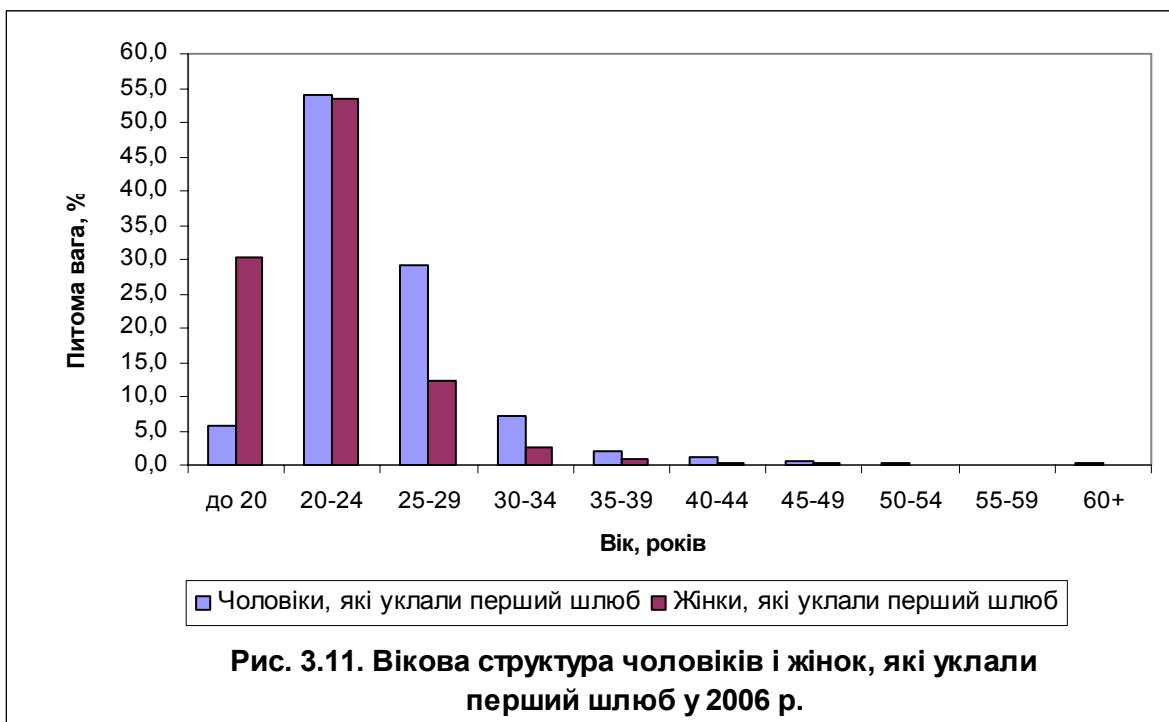
Слід звернути увагу на те, що середній, модальний і медіанний вік осіб, які уклали шлюб, а також перший і третій квартилі зменшувалися до середини 1990-х рр., а ступінь концентрації збільшувався. Це свідчить про поступове «помолодіння» шлюбів у жінок, але протягом останніх десяти років сформувалася протилежна тенденція, зумовлена перерозподілом у напрямку зростання кількості шлюбів у старшому віці.

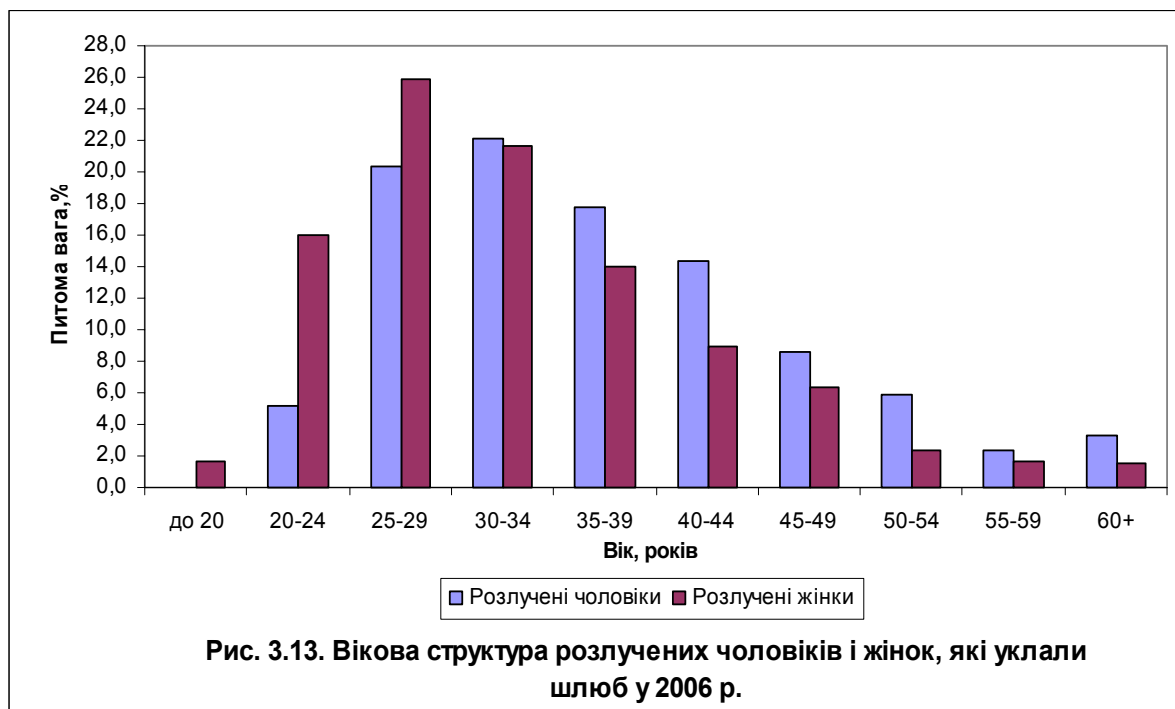
Структурний аналіз шлюбів за попереднім шлюбним станом чоловіків і жінок ґрунтується на комбінаційному групуванні осіб, які уклали шлюб, за статтю, віком, дошлюбним станом, типом поселення. Комбінаційні ряди розподілу з відносними частотами дають змогу здійснити вертикальний і горизонтальний аналіз, який у першому разі передбачає, що за 100% взято кількість чоловіків і жінок за кожним варіантом дошлюбного стану (ніколи не перебували у шлюбі, вдівці або вдови, розлучені), а в іншому за 100% взято кількість чоловіків і жінок, які уклали шлюб у певному віковому інтервалі (дод. П).

Результати розрахунків підтверджують, що наявна значна відмінність вікової структури як чоловіків, так і жінок залежно від дошлюбного стану. Так, серед чоловіків, які уклали шлюб уперше, 54,1% з них були віком 20–24 роки, а серед жінок – 53,4%, проте у віці 40 років і старші перший шлюб зареєстрували лише 2,2% чоловіків і 0,9% жінок. Серед вдівців 40% осіб уклали повторний шлюб у віці 60 років і старші, а у віці понад 50 років – 65%, проте жінки-вдови переважно реєстрували повторний шлюб у віці 35–54 роки (57,2%). Така ситуація значною мірою зумовлена різною інтенсивністю смертності чоловіків і жінок у відповідних вікових групах, отже, жінки стають вдовами у значно молодшому віці. Серед розлучених чоловіків 74,6% осіб повторно одружилися у віці 25–44 роки, а серед розлучених жінок – 77,6% у віці 20–39 років. Відмінності у структурі чоловіків і жінок, які уклали шлюб, залежно від віку і дошлюбного стану відображають гістограми розподілу (рис. 3.11–3.13).

Структурний аналіз розлучень як однієї з головних характеристик шлюбно-сімейної ситуації, зокрема сталості шлюбів і змін у шлюбно-сімейних стосунках, ґрунтується на їхньому групуванні за статтю, віком

осіб, що розлучилися, тривалістю та черговістю розірваного шлюбу, кількістю дітей.





Проведені дослідження свідчать про те, що в Україні посилюється загальна тенденція до збільшення тривалості розірваних шлюбів, зокрема тих, які проіснували 10 років і більше [39, 39–40]. У міських і сільських жителів такі розлучення в 2005 р. становили майже половину (відповідно 48% і 49%) їхньої загальної кількості. Внаслідок змін у розподілі розлучень за тривалістю шлюбу середня тривалість розірваних шлюбів збільшилася до 11,8 року в 2005 р., при цьому спостерігалася значна диференціація цього показника для перших і повторних шлюбів, що свідчить про меншу стійкість останніх. Найвищу середню тривалість розірваних шлюбів зафіксовано у Донецькій (12,1 року), Дніпропетровській і Луганській (12,2 року), Львівській (12,5 року) областях, а найнижчу – у Вінницькій (11 років) і Київській (11,1 року) [44, 118].

Регіони України значно відрізняються за показниками розлучуваності: найнижчий рівень за всією групою показників, що характеризують цей процес, встановлено в областях Західної демографічної зони, до якої належить Тернопільська. Хоча у Західній Україні шлюб традиційно залишається міцним, проте процес трансформації шлюбних відносин відбувається й на цій території [41, 68–69].

Комбінаційний розподіл розлучень за статтю, віком осіб, які розірвали шлюб, і тривалістю останнього є основою для здійснення структурного аналізу розлучених чоловіків і жінок. При цьому слід зазначити,

що з ухваленням нової інструкції Мін'юсту України в 1995 р. при розлученні фіксується лише вік позивача, тому значну кількість розлучень у чоловіків і жінок при побудові рядів розподілу подано без вказівки на вік особи, котра розірвала шлюб. На нашу думку, щоб уникнути втрати інформації при здійсненні структурного аналізу, доцільно коригувати дані шляхом розподілу кількості таких розлучень пропорційно до частки за віком і тривалістю шлюбу. Наприклад, відомо що 26 чоловіків розлучилися у віці 20–24 роки, а шлюб тривав менш ніж 1 рік, при цьому 91 чоловік вказав на тривалість шлюбу, а 40 осіб не зазначили цього показника. Скоригована кількість чоловіків, які розлучилися у віці 20–24 роки і тривалість шлюбу яких становила менш ніж 1 рік, дорівнюватиме:

$$S_{20-24}^k = 26 + \frac{26}{91} \times 40 = 37 \text{ осіб.}$$

Для здійснення структурного аналізу розлучень за статтю, віком осіб, які розлучилися, і тривалістю шлюбу визначимо відносні частоти у двох варіантах: перший варіант – за ціле (100%) взято кількість розлучених чоловіків і жінок з відповідною тривалістю шлюбу (вертикальна структура); другий варіант – за ціле (100%) взято кількість розлучених чоловіків і жінок у відповідному віковому інтервалі (горизонтальна структура).

Результати розрахунків, які виконано за скоригованими даними (табл. 2.20), свідчать про те, що в Тернопільській області в 2006 р. більше половини (56,8%) чоловіків розірвали шлюб у віці 25–39 років, а питома вага тих, хто розлучився у віці до 25 і понад 50 років, становить відповідно 6,9% і 12,2%. Проте слід зазначити, якщо розірваний шлюб тривав менш ніж п'ять років, 77,4% чоловіків розлучилися у віці 20–34 роки, за тривалості шлюбу 5–9 років 84,9% розлучених чоловіків були віком від 25 до 39 років, якщо тривалість шлюбу перебувала в межах 10–14 років, вік 75,7% чоловіків становив від 30 до 39 років, а за тривалості шлюбу в межах 15–19 років 75,1% чоловіків розлучилися у віці 35–44 роки, у шлюбах, які тривали 20 років і більше, 81,1% чоловіків розлучилися у віці 40–54 роки. Так, майже кожний четвертий розлучений чоловік (226 із 1013, або 22,3%) реєстрував шлюб у зрілому віці (30 років і старші), але тривалість шлюбів становила до 4 років.

Таблиця 3.20

Структура розлучень за статтю, віком осіб, які розірвали шлюб, і тривалістю шлюбу в Тернопільській області протягом 2006 р. (перший варіант)*

	Всього	в тому числі за тривалістю шлюбу, років								середня тривалість	модальна тривалість	медіанна тривалість	
		до 1	1-2	3-4	0-4	5-9	10-14	15-19	20 і більше				
Чоловіки													
Всього	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	10,3	4,1	9,7
в т. ч. у віці													
до 19	0,1	1,1	0,4	0,0	0,3	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	1,0	1,0	1,0
19	0,0	1,1	0,0	0,0	0,1	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,5	0,5	0,5
20-24	6,8	28,6	25,4	21,3	21,7	2,1	0,0	0,0	0,0	0,0	2,2	2,6	2,7
25-29	18,5	27,5	36,6	41,0	38,3	32,0	1,4	0,0	0,0	0,0	4,3	3,7	4,1
30-34	20,4	17,6	17,9	17,9	17,4	37,8	34,7	3,0	0,0	0,0	7,6	8,3	8,1
35-39	17,9	5,5	9,3	8,6	9,1	15,1	41,0	30,3	0,4	0,0	10,8	12,7	11,9
40-44	13,9	4,4	4,1	3,0	4,2	4,8	12,2	44,8	19,9	0,0	15,3	17,9	16,9
45-49	10,3	6,6	2,9	3,0	3,4	2,7	4,5	14,5	36,2	0,0	17,4	22,0	20,7
50-54	6,4	5,5	0,9	2,1	1,8	3,4	3,2	3,0	25,0	0,0	17,3	22,4	21,1
55-59	2,8	0,0	0,8	1,7	1,3	0,3	0,9	1,8	11,6	0,0	18,0	22,3	21,4
60 і старші	3,0	2,2	1,7	1,3	2,4	1,7	2,3	2,4	6,9	0,0	13,5	22,1	14,5
з них перебували у шлюбі													
першому	84,0	76,1	77,1	79,7	77,7	83,8	82,5	90,1	93,4	10,8	10,3	4,2	
повторному	16,0	23,9	22,9	20,3	22,3	16,2	17,5	9,9	6,6	7,8	7,1	3,4	
Жінки													
Всього	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	10,3	4,1	9,7
в т. ч. у віці													
до 19	0,7	4,4	4,3	0,0	2,3	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	1,5	2,5	2,5
19	1,4	7,0	9,3	0,0	4,8	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	1,3	2,5	2,5
20-24	18,2	47,4	45,3	15,6	50,9	15,0	0,2	0,0	0,0	0,0	3,1	2,8	2,5
25-29	22,3	14,9	18,7	43,3	23,2	53,9	19,2	0,0	0,0	0,0	6,4	6,9	6,8
30-34	18,5	7,9	8,2	16,8	7,5	17,8	52,9	18,0	0,0	0,0	10,4	12,2	11,6
35-39	14,2	5,3	4,6	10,1	4,4	6,3	18,1	52,7	6,4	0,0	13,8	16,9	15,7
40-44	10,7	5,3	4,3	4,3	3,2	2,6	5,4	17,2	35,6	0,0	17,4	21,9	20,4
45-49	7,7	5,3	3,5	3,1	1,9	3,0	1,9	6,8	31,8	0,0	18,2	22,3	21,3
50-54	3,7	0,9	0,3	1,5	0,6	0,7	1,7	2,5	16,4	0,0	19,1	22,3	21,6
55-59	1,6	0,9	0,3	2,1	0,5	0,7	0,2	1,6	6,4	0,0	18,0	22,2	21,2
60 і старші	1,0	0,9	1,1	3,3	0,7	0,2	0,4	1,1	3,3	0,0	15,8	22,1	20,4
з них перебували у шлюбі													
першому	86,8	71,9	77,5	86,0	80,2	85,7	89,7	90,3	93,8	10,8	10,3	4,2	
повторному	13,2	28,1	22,5	14,0	19,8	14,3	10,3	9,7	6,2	7,6	6,3	3,4	

*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Протягом 2006 р. майже 60% жінок розлучилися у віці 20–34 роки, а у віці 50 років і старші – лише 6,3%. За тривалості припиненого шлюбу до 4 років 74,1% розлучених жінок були віком 20–29 років, якщо шлюб тривав 5–9 років, 86,7% жінок розлучилися у віці 20–34 роки, за тривалості шлюбу 10–14 років 90,2% розлучених жінок мали від 25 до 39 років, а якщо шлюб тривав 15–19 років, вік 87,9% жінок становив 30–44 роки, за тривалості шлюбу 20 років і більше майже 84% жінок були віком від 40 до 54 років. Слід зазначити, що 40,5% жінок розлучилися у віці, який характеризується найвищою дітородною активністю (20–29 років), що негативно позначається на реалізації їхньої репродуктивної функції та є фактором зменшення вікових коефіцієнтів плідності.

Заслуговує на увагу той факт, що серед чоловіків, які розлучилися у віці 45–59 років, середня, модальна і медіанна тривалість розірваного шлюбу майже однакові, але для розлучених у віці 60 років і старші середня і медіанна тривалість шлюбу значно менші, що зумовлено зростанням питомої ваги розлучень з тривалістю шлюбу до 4 років.

У жінок стабілізація середніх характеристик тривалості розірваного шлюбу спостерігається у віці розлучення 40 років і старші за винятком вікової групи 60 років і старші, де середня тривалість розірваного шлюбу дещо менша, що зумовлено тією самою причиною, що й у чоловіків.

Питома вага розірваних шлюбів залежно від їхньої черговості та тривалості свідчить про відсутність суттєвих структурних відмінностей у чоловіків і жінок, які розлучилися протягом 2006 р. У чоловіків вищий процент розірваних повторних шлюбів, за винятком тих, які тривали менш ніж 1 рік. Середні характеристики тривалості розірваних шлюбів у чоловіків і жінок збігаються, при цьому вони значно вищі для перших шлюбів, що зумовлено меншою тривалістю, а отже, меншою стійкістю повторних шлюбів. Так, середня тривалість розірваних перших шлюбів у чоловіків і жінок становила 10,8 року, а повторних – відповідно 7,8 і 7,6 року.

Другий варіант комбінаційного розподілу з відносними частотами (табл. 3.21) підтверджує, що в чоловіків і жінок у молодому віці переважно припиняються шлюби тривалістю до 10 років, а в середньому і старшому – тривалістю 10 років і більше. Так, у чоловіків, які розлучилися у віці до 30 років, питома вага шлюбів тривалістю 0–4 роки становила 60,4%, а в жінок – 81,2%. Якщо розлучені чоловіки були віком від 30 до 49 років, питома вага розірваних шлюбів тривалістю до 10 років

дорівнювала 37,4%, понад 10 років – 62,6%, а в жінок – відповідно 22,5% і 77,5%. У віковому інтервалі розлучення 50 років і більше 68,2% жінок і 58,8% чоловіків розірвали шлюб, який тривав 20 років і більше.

Таблиця 3.21

Структура розлучень за статтю, віком осіб, які розірвали шлюб,
і тривалістю шлюбу у Тернопільській області в 2006 р. (другий варіант)*

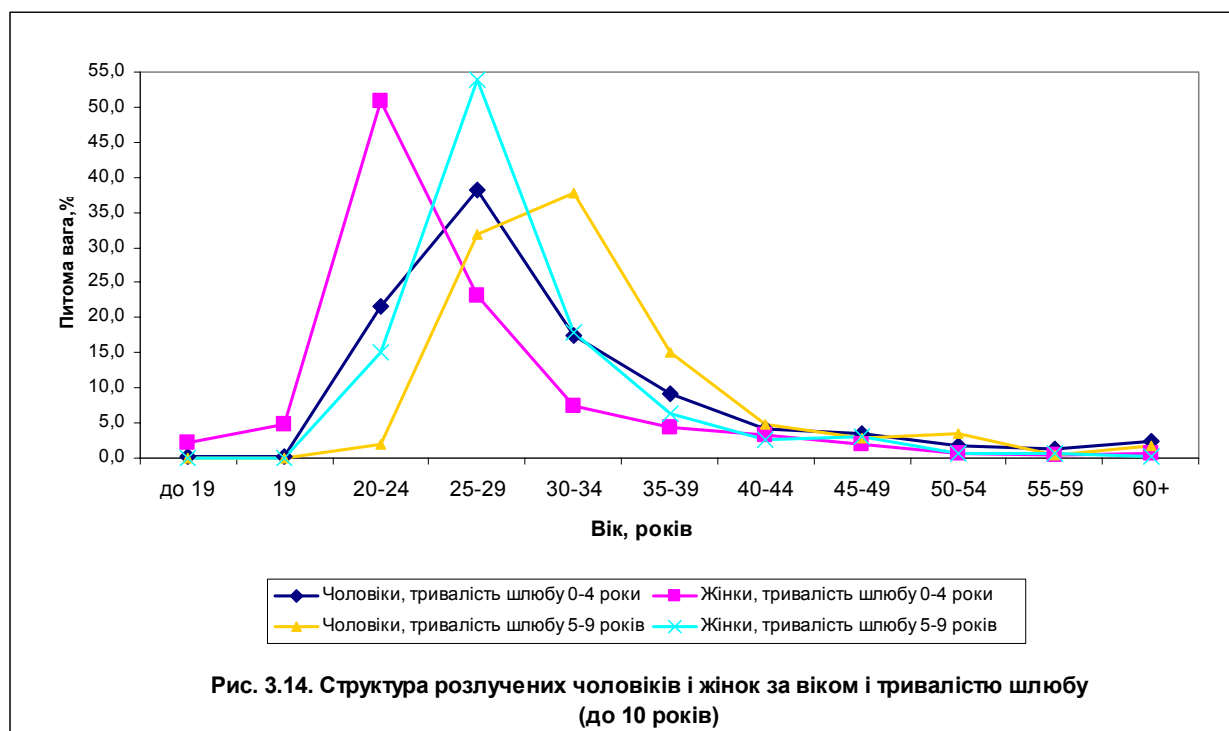
	Всього	в тому числі за тривалістю шлюбу, років							
		до 1	1–2	3–4	0–4	5–9	10–14	15–19	20 і більше
чоловіки									
Всього	100	3,8	13,1	12,3	29,2	22,1	19,0	13,4	16,4
в т. ч. у віці									
до 19	100	33,3	66,7	0,0	100,0	0,0	0,0	0,0	0,0
19	100	100,0	0,0	0,0	100,0	0,0	0,0	0,0	0,0
20–24	100	15,7	48,9	28,5	93,1	6,9	0,0	0,0	0,0
25–29	100	5,6	25,9	29,0	60,5	38,1	1,4	0,0	0,0
30–34	100	3,3	11,6	10,0	24,9	40,9	32,2	2,0	0,0
35–39	100	1,1	6,8	6,9	14,8	18,7	43,4	22,7	0,4
40–44	100	1,2	3,7	4,0	8,9	7,7	16,6	43,3	23,5
45–49	100	2,5	3,6	3,6	9,7	5,9	8,2	18,8	57,4
50–54	100	3,2	1,8	3,0	8,0	11,9	9,4	6,4	64,3
55–59	100	0,0	4,2	9,4	13,6	2,8	6,2	8,7	68,7
60 і старші	100	2,9	7,8	13,6	24,3	12,7	14,4	10,8	37,8
з них перебували у шлюбі									
першому	100	3,4	12,0	11,6	27,0	21,9	18,6	14,3	18,2
повторному	100	5,7	19,1	16,0	40,8	22,7	21,1	8,4	7,0
жінки									
Всього	100	3,8	13,1	12,3	29,2	22,1	19,0	13,4	16,4
в т. ч. у віці									
до 19	100	26,1	60,9	13,0	100,0	0,0	0,0	0,0	0,0
19	100	18,4	73,5	8,1	100,0	0,0	0,0	0,0	0,0
20–24	100	9,8	35,9	35,9	81,6	18,2	0,2	0,0	0,0
25–29	100	2,5	12,4	15,5	30,4	53,3	16,3	0,0	0,0
30–34	100	1,6	5,4	4,8	11,8	21,2	54,0	13,0	0,0
35–39	100	1,4	4,7	3,0	9,1	9,7	24,1	49,7	7,4
40–44	100	1,9	3,2	3,5	8,6	5,5	9,6	21,6	54,7
45–49	100	2,7	2,7	1,9	7,3	8,5	4,7	11,9	67,6
50–54	100	0,9	0,9	3,1	4,9	4,0	8,9	9,0	73,2
55–59	100	1,8	3,6	3,6	9,0	9,1	2,3	13,8	65,8
60 і старші	100	2,8	8,6	8,7	20,1	3,6	7,2	15,3	53,8
з них перебували у шлюбі									
першому	100	3,1	11,7	12,2	27,0	21,8	19,6	13,9	17,7
повторному	100	8,1	22,4	13,2	43,7	23,9	14,7	9,8	7,8

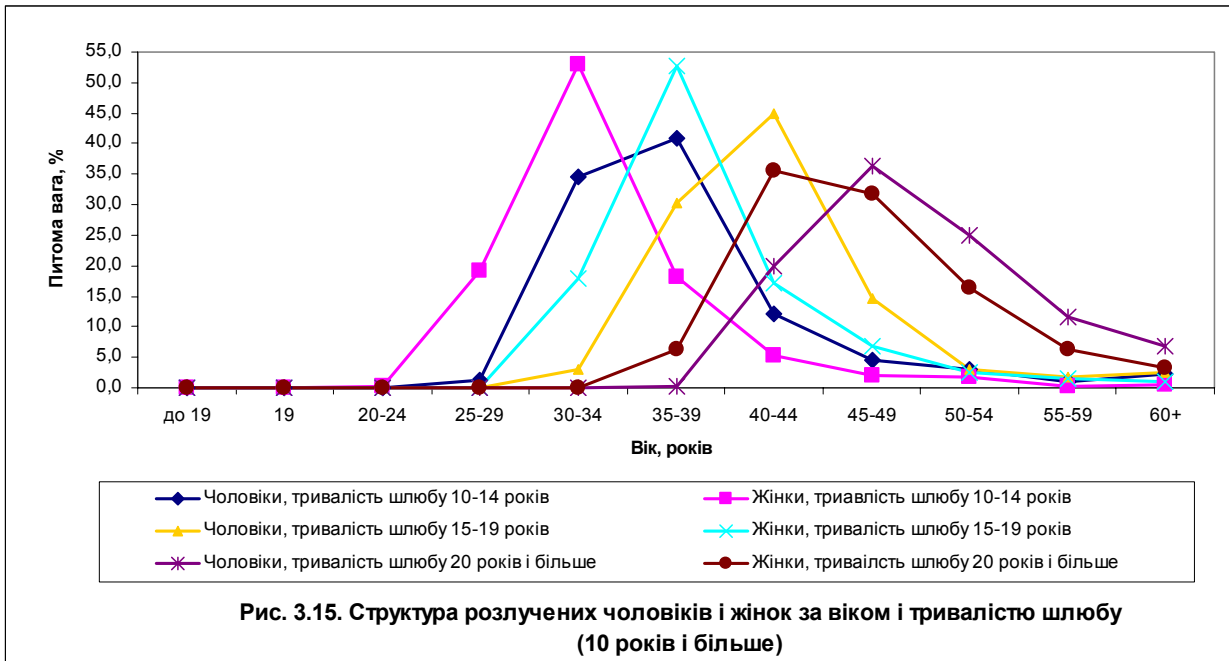
*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Слід зауважити, що наявна висока питома вага нетривалих (0–4 роки) шлюбів, які розірвано у віці 60 років і старші: 24,3% у чоловіків і

20,1% у жінок. Серед повторних шлюбів їхній процент також доволі значний (40,8% – у чоловіків і 43,7% – у жінок), що свідчить про меншу стійкість цих шлюбів.

Відмінності у структурі розлучених чоловіків і жінок залежно від віку і тривалості розірваного шлюбу (0–9 років та 10 років і більше) відображають полігони, побудовані за відносними частотами (рис. 3.14, 3.15). Так, за тривалості розірваного шлюбу до 10 років розподіл розлучених жінок за віком характеризується більшою правобічною асиметрією і гостровершинністю, ніж у чоловіків, що свідчить про значне зміщення у бік молодших вікових груп і про їхню вищу концентрацію. Якщо шлюб тривав від 10 до 19 років, у жінок вікові розподіли є гостровершинними з незначною правобічною асиметрією, а в чоловіків – плосковершинними і майже симетричними. Таким чином, в останніх ступінь концентрації нижчий, а частоти розподілені у центральних вікових інтервалах. За тривалості розірваного шлюбу 20 років і більше як у чоловіків, так і в жінок розподіл за віком характеризується лівобічною асиметрією і плосковершинністю, тобто зміщенням частот у напрямку старших вікових груп і нижчим рівнем їхньої концентрації.





Характеристики центру розподілу (середній, модальний і медіанний вік розлучених чоловіків і жінок, а також структурні характеристики розподілу і варіації (перший і третій квартилі, квартильний коефіцієнт диференціації і коефіцієнт варіації) підтверджують, що середній вік чоловіків, які розлучилися протягом 2006 р., майже на 4 роки більший, ніж у жінок, що зумовлено віковим лагом подружжя (табл. 3.22). Оскільки для обох статей виконується нерівність $\bar{X} > Me > Mo$, віковий розподіл розлучених має правобічну асиметрію, тобто частоти зміщені більше у напрямку молодшої вікової групи.

Коефіцієнти варіації свідчать про значну вікову диференціацію розлучених чоловіків і жінок. Максимальний ступінь варіації спостерігається за тривалості розірваного шлюбу до 1 року, що зумовлено доволі значною питомою вагою таких шлюбів в осіб старшого віку, а мінімальний – за тривалості шлюбу 15–19 років, при цьому в першому разі варіація класифікується як значна, а в іншому – як незначна. Загалом як у чоловіків, так і в жінок, які розірвали шлюб тривалістю 10 років і більше, вікова варіація незначна, а між характеристиками центру розподілу наявне співвідношення $\bar{X} > Me > Mo$, отже, розподіл має правобічну асиметрію, проте ці характеристики відрізняються несуттєво. За тривалості розірваного шлюбу до 10 років ступінь вікової варіації розлучених чоловіків і жінок є середнім або високим, а характеристики центру розподілу більш відмінні.

Характеристики центру розподілу і структурні характеристики розлучень за статтю, віком осіб, які розірвали шлюб, і тривалістю шлюбу в Тернопільській області протягом 2006 р.*

	Всього	в тому числі за тривалістю шлюбу, років							
		до 1	1–2	3–4	0–4	5–9	10–14	15–19	20 і більше
Характеристики розподілу розлучень (чоловіки)									
Середній вік, років	37,1	30,9	29,8	31,5	30,6	33,1	37,4	42,0	49,4
Модальний вік, років	32,2	24,8	26,9	27,6	27,2	31,0	35,9	42,5	47,5
Медіанний вік, років	36,2	28,5	28,3	29,0	28,6	32,1	36,7	41,9	49,1
1-й квартиль, років	29,9	24,2	24,9	26,1	25,4	28,6	33,4	38,6	45,7
3-й квартиль, років	44,4	35,2	33,5	34,8	34,2	36,1	39,8	44,6	53,8
Квартильний коефіцієнт диференціації	0,192	0,185	0,148	0,143	0,148	0,116	0,087	0,072	0,081
Коефіцієнт варіації, %	28,8	27,8	22,2	21,4	22,2	17,4	13,1	10,8	12,2
Характеристики розподілу розлучень (жінки)									
Середній вік, років	33,2	27,2	25,5	26,2	26,1	29,2	33,3	38,6	46,5
Модальний вік, років	27,6	22,8	23,0	23,4	23,1	27,6	32,5	37,5	44,4
Медіанний вік, років	32,0	24,1	23,9	24,5	24,2	28,2	32,9	38,0	46,3
1-й квартиль, років	26,0	20,8	21,4	22,2	21,8	25,9	30,6	35,7	42,6
3-й квартиль, років	39,9	30,6	28,3	28,6	28,7	31,7	35,8	41,2	50,4
Квартильний коефіцієнт диференціації	0,211	0,191	0,139	0,126	0,137	0,101	0,078	0,072	0,084
Коефіцієнт варіації, %	31,7	28,6	20,9	18,9	20,6	15,1	11,7	10,8	12,6

*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Для порівняльного аналізу структури розлучень за тривалістю розірваного шлюбу у міських поселеннях і сільській місцевості, а також для виявлення та оцінювання структурних зрушень побудуємо ряди розподілу з відносними частотами за період з 1960 р. до 2006 р. (з п'ятирічним інтервалом), а також обчислимо характеристики центру розподілу та структурні показники (дод. Р).

Здійснені розрахунки підтверджують, що питома вага шлюбів, які тривали менш ніж 1 рік, коливається в межах від 1,6% у 1965 р. до 5,3% у 1995 р. (за винятком 1970 р., коли показник становив 13,8%). При цьому протягом останнього десятиріччя вона зменшилася як у міських поселеннях, так і в сільській місцевості. Слід також зазначити, що зменшується питома вага шлюбів, які тривали 1–2, 3–4 і 5–9 років, причому в 2006 р. вона була більшою у міських поселеннях, на відміну від усіх попередніх років. Отже, в регіоні визначилася позитивна тенденція до зменшення частки розірваних шлюбів тривалістю до 10 років, зокрема, з

63,7% у 1995 р. до 51,3% у 2006 р., у тому числі в міських поселеннях – з 62% до 53,4%, у сільській місцевості – з 67,8% до 48,5%.

Відповідно питома вага розірваних довготривалих шлюбів (10 років і більше) збільшується (у міських поселеннях з 38% у 1995 р. до 46,6% у 2006 р., у сільській місцевості – з 32,2% до 51,5%). Така ситуація, на думку фахівців, є реакцією на такі «нові» фактори, як пристосування до системи соціального захисту в умовах поширеної малозабезпеченості, майнові інтереси, пов'язані з «тіньовою» економікою тощо [39, 40]. У Тернопільській області до того ж діє фактор зовнішньої трудової міграції у середньому віці здебільшого населення в сільській місцевості, що призводить до розпадань сімей.

Зазначені структурні зрушення зумовлюють збільшення загальної середньої тривалості розірваних шлюбів, проте значення коефіцієнта варіації, які переважно перевищують 85%, свідчать про неоднорідність сукупності розлучень. На нашу думку, їх доцільно поділити на дві групи – з тривалістю шлюбів до 10 років та 10 років і більше, а також у кожній групі розрахувати групову середню (див. дод. Р). Результати розрахунків підтверджують, що протягом останнього періоду в міських поселеннях середня тривалість шлюбів до 10 років дедалі зменшується, а у сільській місцевості зростає, щодо розірваних шлюбів тривалістю 10 років і більше в обох випадках наявне зростання їхньої середньої тривалості (у міських поселеннях з 16,5 року в 1995 р. до 17,5 року в 2006 р., у сільській місцевості – з 16,6 до 17,2 року).

Впродовж останнього десятиріччя збільшились модальна і медіанна тривалість розірваних шлюбів при збереженні значної різниці між значеннями цих показників. Так, у 1995 р. модальна тривалість становила 3,9 року, медіанна – 7,4 року, а в 2006 р. – відповідно 4 і 9,7 року. Більш швидкими темпами зростали значення цих показників у сільській місцевості, що зумовило в 2006 р. їхню перевагу порівняно з міськими поселеннями. Отже, для сільського населення характерним є інтенсивне збільшення тривалості розірваних шлюбів, причому як шлюбів тривалістю до 10 років, так і понад 10 років.

Тенденція зростання квартильного коефіцієнта диференціації та коефіцієнта варіації свідчить про збільшення варіації розлучень за тривалістю розірваних шлюбів. Для населення в міських поселеннях характерна

значно більша варіація, ніж у сільській місцевості, де значення вказаних коефіцієнтів у 1995 р. і 2006 р. були практично однаковими (див. дод. Р).

Для порівняльного аналізу вікової структури розлучених за статтю, а також для виявлення та оцінювання структурних зрушень побудуємо скориговані ряди розподілу з відносними частотами за віком осіб, які розлучилися, за період з 1960 р. до 2006 р. з інтервалом п'ять років. Для оцінювання закономірностей розподілу за кожний рік обчислимо середні показники характеристики центру розподілу, перший і третій квартилі, квартильний коефіцієнт диференціації та коефіцієнт варіації (дод. С).

За результатами розрахунків можна зробити висновки, що протягом досліджуваного періоду питома вага жінок, які розлучилися у віці до 25 років, у 2–3 рази вища, ніж чоловіків, проте впродовж останнього десятиріччя простежується тенденція до її зменшення в обох статей (з 11,3% у 1995 р. до 6,9% у 2006 р. у чоловіків, відповідно з 24,7% до 20,3% у жінок). Такі структурні зрушення є сприятливими, оскільки саме в цьому віці спостерігається найвища дітородна активність жінок, які перебувають у зареєстрованому шлюбі.

Питома вага чоловіків, які розлучилися у віці 25–34 роки, зменшується, а жінок стабілізувалася на рівні 40–41%, що також слід вважати позитивним фактором у напрямку зміцнення сімей, які можуть народжувати дітей. Частка чоловіків, які розірвали шлюб у віці 35 років і старші, значно збільшується (з 42,5% у 1995 р. до 54,2% у 2006 р.), а частка жінок зростає дуже повільно (з 34,1% у 1995 р. до 38,9% у 2006 р.).

Характеристики центру розподілу, а також перший і третій квартилі до середини 1990-х рр. не мали чітко виражених тенденцій динаміки, проте з 1995 р. розпочалося зростання цих показників як у чоловіків, так і жінок, але у перших швидкість змін була значно більшою. Так, за 1995–2006 рр. середній вік розлучених чоловіків збільшився на 6,5%, а жінок – на 3,1%, модальний вік – відповідно на 8,1% і 6,6%, медіанний – на 8,4% і 3,6%. Квартильні коефіцієнти диференціації та коефіцієнти варіації свідчать про значну вікову варіацію розлучених чоловіків і жінок, проте у перших значеннях цих показників зменшуються, а в других – зростають.

Відмінності у віковій структурі чоловіків і жінок, які розірвали шлюб у відповідному році, а також структурні зрушення, які виявляються через зміну питокої ваги кожної вікової групи, ілюструють гістограми, побудовані за рядами розподілу з відносними частотами (рис. 3.16, 3.17).

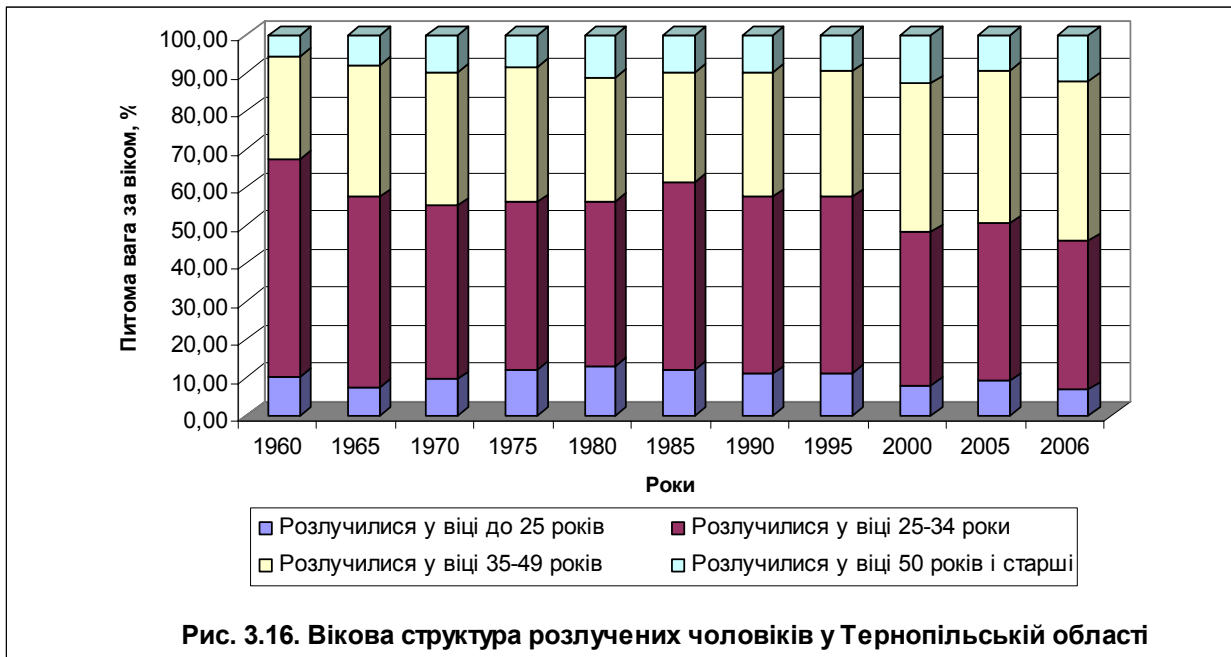


Рис. 3.16. Вікова структура розлучених чоловіків у Тернопільській області

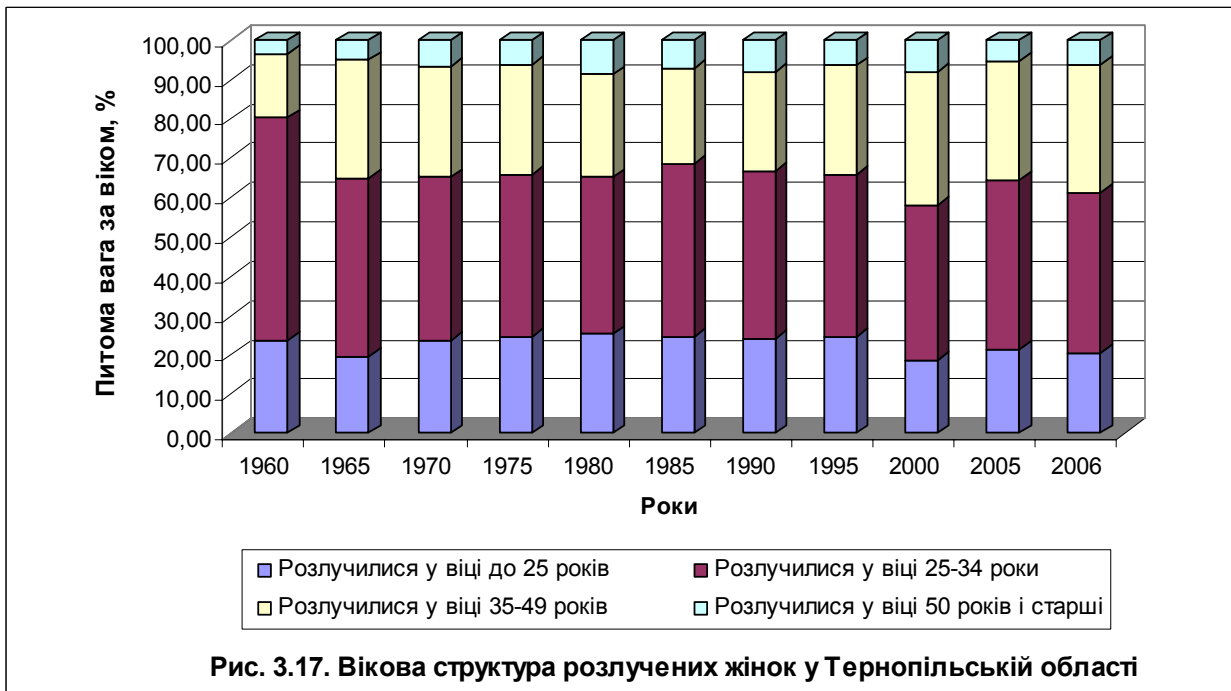


Рис. 3.17. Вікова структура розлучених жінок у Тернопільській області

Для узагальненого оцінювання швидкості та інтенсивності структурних зрушень визначимо середньорічні темпи приросту (зменшення) питомої ваги кожної вікової групи (3.4), середньоквадратичні коливання питомої ваги (3.6) і коефіцієнти відносних структурних зрушень (3.7). З метою визначення ступеня вікової концентрації чоловіків і жінок, які розірвали шлюб, обчислимо модифікований коефіцієнт Лоренца, взявши до уваги, що за умови рівномірного розподілу в групах з п'ятирічними віковими інтервалами було 10% розлучених, а з десятирічними – 20% (дод. Т).

Середньорічні темпи приросту (зменшення) питомої ваги розлучених у період 1960–2006 рр. за віковими групами підтверджують, що частка розлучених чоловіків у віці до 20 років скоротилася, за винятком періоду швидкого зростання на початку 1970-х рр., проте протягом останнього десятиріччя наявна тенденція до їхнього збільшення. Питома вага чоловіків, які розірвали шлюб у віці 20–24 роки, швидко зменшувалася наприкінці ХХ ст., проте нині скорочення їхньої частки відбувається повільно. Частка чоловіків, які розлучилися у віці 25–29 років, зі середини 1980-х рр. також стабільно і повільно зменшується. У віковій групі 30–34 роки питома вага розлучених чоловіків скорочувалася до кінця 1970-х рр., протягом 1980-х рр. вона зростала, а за останній період вона майже не змінилася. Питома вага чоловіків, які розірвали шлюб у віці 35–39 років, переважно збільшувалася, за винятком періоду швидкого зменшення на початку 1980-х рр., а протягом останнього десятиріччя незначне скорочення у другій половині 1990-х рр. компенсувало зростання у 2006 р. до рівня 1995 р. Частка осіб, які розлучилися у віці 40–49 і 50–59 років, також переважно збільшувалася. Найвищі темпи приросту припадають на другу половину 1990-х рр., коли протягом п'яти років значення показника відповідно зросли на 44,7% і 55%, проте подальший період характеризується помірним приростом. Для питомої ваги чоловіків, які розірвали шлюб у віці 60 років і старші, характерні значні коливання: швидке зростання у 1960-х рр. змінюється на значне зменшення у 1970-х і першій половині 1980-х рр., до 2000 р. знову відбувається її збільшення, а потім – різке скорочення (див. дод. Т).

Найбільші зміни у віковій структурі розлучених чоловіків відбулися у першій половині 1960-х і 1980-х рр., а також наприкінці 1990-х рр., про що свідчать найвищі значення середнього квадратичного коливання питомої ваги. Для цих періодів також характерні інтенсивні структурні зрушення, проте найбільш стабільною вікова структура була у першій половині 1990-х та в 2000–2006 рр. (табл. Т.1). Ступінь вікової концентрації розлучених чоловіків досягнув максимуму в 1960-х рр., далі цей показник зменшувався до початку 1980-х рр. Значне його зростання у першій половині 1980-х рр. змінилося скороченням до початку 2000 р., коли рівень концентрації був мінімальним. Протягом подальшого періоду знову відбулося його значне збільшення (на 7,5% у 2006 р. порівняно з 2000 р.).

У віковій структурі розлучених жінок протягом 1960–2006 рр. також відбулися певні зміни (табл. Т.2). Так, питома вага тих, які розлучилися у віці до 20 років, не характеризується чіткою тенденцією, оскільки швидке зменшення їхньої частки початку 1960-х рр. змінилося дуже швидким зростанням у другій половині 1960-х і повільним у 1970-х рр. Протягом 1980-х рр. високі середньорічні темпи зменшення змінилися на аналогічні за величиною темпи приросту, тому в 1995 р. питома вага розлучених жінок у віці до 20 років перебувала на рівні 1980 р. Наприкінці 1990-х рр. цикл розпочався скороченням їхньої частки з найвищими темпами (10,9% щорічно), але на початку XXI ст. сформувалася тенденція до повільного зростання. Частка жінок, які розірвали шлюб у віці 20–24 роки, переважно повільно збільшувалася за винятком двох періодів, для яких характерне її значне зменшення, що відбулося на початку 1960-х і наприкінці 1990-х рр. Питома вага осіб жіночої статі, які розлучилися у віці 25–29 років, у 1960-х рр. доволі швидко зменшувалася, проте у середині 1980-х рр. знову збільшилася до рівня 1965 р., надалі до кінця 1990-х рр. відбулося її повільне скорочення, яке змінилося повільним зростанням у 2000–2006 рр. Питома вага жінок, котрі розірвали шлюб у віці 30–34 роки, доволі швидко зменшувалася до середини 1970-х рр., але у 1980-х знову підвищилася до рівня 1970 р. Наступне десятиріччя характеризувалося повільним скороченням, проте у 2000–2006 рр. відбулося її незначне збільшення. Частка розлучених у віці 35–39 зростала швидкими темпами на початку 1960-х рр., протягом другої половини 1960-х і 1970-х рр. вона значно зменшилася, перебуваючи до середини 1990-х рр. на рівні 12%, у другій половині цього періоду вона стабілізувалася на рівні 13,5–14%. Темпи приросту питомої ваги жінок, які розлучилися у віці 40–49 років, були максимальними у 1960-х рр. У 1970-х і першій половині 1980-х рр. приріст стабілізувався на рівні 15,2%, надалі зменшився і в 1990-х рр. перебував на рівні 13%. У другій половині 1990-х рр. відбулося дуже швидке зростання питомої ваги до максимального значення – 20,1% у 2000 р. (у середньому на 9,2% щорічно), але протягом останнього періоду наявне її повільне скорочення. Структурні зрушення розлучених жінок у віковій групі 50–59 років характеризувалися значними коливаннями питомої ваги, коли періоди швидкого зростання (друга половина 1960-х, 1970-ті та друга половина 1990-х рр.) змі-

нювалися на періоди значного зменшення (друга половина 1960-х, початок 1980-х і 1990-х рр.), проте протягом 2000–2006 рр. їхня питома вага скорочувалася повільно (в середньому на 1,8% за рік). Аналогічна ситуація у віковій групі 60 років і старші, в якій дуже швидке зростання у 1960-х рр. (з 0,6% у 1960 р. до максимального значення 3,5% у 1970 р.) змінилося значним зменшенням протягом першої половини 1970-х рр. (у середньому на 15,5% щорічно). Проте до 2000 р. питома вага стабілізувалася і коливалася в межах 1,9–2,3%, за останній період вона знову почала швидко скорочуватися (табл. Т.2).

Найбільші зміни у віковій структурі жінок, які розлучилися, відбулися у 1960-х і другій половині 1990-х рр., про що свідчать високі значення середньоквадратичного коливання питомої ваги і коефіцієнта відносних структурних зрушень, а найменші – в 2000–2006 рр., протягом яких ці показники були мінімальними за весь досліджуваний період. Ступінь вікової концентрації розлучених жінок був максимальним у 1960-х, першій половині 1980-х і 1990-х рр., а мінімальним – у другій половині 1970-х і 1990-х рр. (табл. С.2). Слід зазначити, що з середини 1990-х рр. швидкість та інтенсивність зрушень у віковій структурі розлучених чоловіків і жінок, а також рівень концентрації відрізняються несуттєво, проте тенденції зміни питомої ваги окремих вікових груп протягом останнього періоду протилежні – у чоловіків частка осіб, які розлучилися у віці до 30 років, зменшувалася, а жінок зростала, частка чоловіків, які розірвали шлюб у віці 35–49 років, збільшувалася, а жінок зменшувалася.

Слід вказати, що внаслідок розлучень набувають дедалі більшого поширення такі явища, як позашлюбне материнство, безбатьківство і сирітство, що спричинює виникнення проблем матеріального утримання і неповноцінного безбатьківського виховання дітей, що нині постали дуже гостро [39, 43]. За даними Держкомстату України, в 2005 р. в осіб, які розлучилися, було 135,7 тис. дітей проти 139,5 тис. у 2002 р. і 155,9 тис. у 1989 р. Таким чином, на 1000 розірваних шлюбів припадало відповідно 739, 760 і 805 дітей, а на 1000 розлучень, в яких подружжя мало спільних дітей, відповідно 1239, 1262 і 1321 дитина. Тенденція до зменшення кількості дітей у подружніх пар, які розірвали шлюб, зумовлена поширенням бездітності та одностатевих сімей, а також збільшенням кі-

лькості розірваних тривалих шлюбів, у яких дітям виповнилося 18 років, що виявляється насамперед у зростанні питомої ваги розлучень, у яких подружжя не мало спільних дітей або було однодітним. Так, питома вага розірваних шлюбів, у яких не було спільних дітей, збільшилася з 39% у 1989 р. до 40,3% у 2005 р., а однодітних – відповідно з 43,6% до 47,5% [44, 115].

Структурний аналіз розлучень за кількістю спільних дітей здійснено шляхом розрахунку відносних частот у двох варіантах: у першому за ціле (100%) взято кількість розірваних шлюбів з певною кількістю спільних дітей (вертикальна структура); в другому за ціле (100%) взято загальну кількість розлучень по області загалом, а також у міських поселеннях і сільській місцевості зокрема.

Результати розрахунків (табл. 3.23) дають підстави для таких висновків. У регіоні протягом 2006 р. питома вага розірваних шлюбів, у яких не було спільних дітей або лише одна дитина, значно вища у міських поселеннях (відповідно 42,5% і 42,9% порівняно з 36,3% і 35,6% у сільській місцевості), проте частка розлучень, де в шлюбі подружжя мало дві або три і більше дитини, значно більша у сільській місцевості (23,1% і 5% проти 13,3% і 1,3% у міських поселеннях). Загалом на населення у міських поселеннях припадає 57% розлучень, але серед бездітних пар – 60,8%, однодітних – 61,5%. Частка розлучень у сільській місцевості становить 43% від їхньої загальної кількості, проте питома вага розірваних шлюбів з двома дітьми досягає 56,8%, а за наявності трьох і більше дітей – 74,3%.

По області загалом унаслідок розлучень у неповних сім'ях залишилося 2924 дитини, в тому числі у міських поселеннях – 1454 (49,7%), у сільській місцевості – 1470 (50,3%). На 1000 усіх розлучень припадало 843 дитини, у міських поселеннях – 736, у сільській місцевості – 985, а на 1000 розірваних шлюбів із спільними дітьми – 1401 дитина, у міських поселеннях – 1280, у сільській місцевості – 1546. Отже, в регіоні серед міського населення значно вища частка розірваних бездітних і однодітних шлюбів, а показники їхньої дітності значно менші, ніж у сільського населення.

Структура розлучень за кількістю спільних дітей
у Тернопільській області протягом 2006 р.*

	всього	в тому числі зі спільними дітьми				
		не було спільних дітей	однією	двома	трьома і більше	
					Кількість розлучень	у них дітей
Питома вага, % (перший варіант)						
Тернопільська область	100	100	100	100	100	100
міські поселення	57,0	60,8	61,5	43,2	25,7	24,8
сільська місцевість	43,0	39,2	38,5	56,8	74,3	75,2
Питома вага, % (другий варіант)						
Тернопільська область	100	39,8	39,8	17,5	2,9	х
міські поселення	100	42,5	42,9	13,3	1,3	х
сільська місцевість	100	36,3	35,6	23,1	5,0	х

*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Порівняльний аналіз розподілу шлюбів і розлучень за рядом суттєвих ознак дає змогу виявити значні відмінності за статтю і типом поселення. Розраховані середні показники засвідчують також наявність відмінностей у вікових характеристиках чоловіків і жінок у міських поселеннях і сільській місцевості, які зареєстрували шлюб або його розірвали протягом року. Зіставлення середнього віку наречених свідчить про збереження традиційного вікового лагу – перевищення віку нареченого, що більше характерно для населення у сільській місцевості.

Протягом досліджуваного періоду відбулися структурні зрушення серед чоловіків і жінок, які уклали шлюб та були як жителями міських поселень, так і сільської місцевості. При цьому слід зазначити, що їхня інтенсивність значно збільшилася в останній період. Наявні також значні відмінності у віковій структурі за статтю залежно від дошлюбного стану.

Аналіз розподілу розірваних шлюбів дав змогу виявити тенденцію до зростання їхньої тривалості, що є більш інтенсивною у сільського населення. Зменшується питома вага чоловіків і жінок, які розлучилися у молодому віці, при цьому інтенсивність структурних зрушень протягом останнього десятиріччя також скоротилася. Як у міських поселеннях, так і в сільській місцевості шляхом розлучення переважно було розірвано бездітні та одnodітні шлюби.

РОЗДІЛ 4.

БАГАТОФАКТОРНІ ІНДЕКСНІ МОДЕЛІ ТА БАГАТОФАКТОРНИЙ ІНДЕКСНИЙ АНАЛІЗ ДЕМОГРАФІЧНОГО РОЗВИТКУ РЕГІОНУ

4.1. Теоретико-методичні засади багатофакторного індексного аналізу демографічних процесів

Багатофакторний індексний аналіз – це метод, який дає змогу оцінювати вплив кількох факторів на динаміку або просторову варіацію певного демографічного показника, що вважається результативним. Він також дає можливість оцінювати тенденції демографічного розвитку та вплив істотних факторів, котрі визначають напрямок і швидкість змін, а також просторову варіацію демографічних параметрів регіону.

Побудова багатофакторних індексних моделей (БІМ), що ґрунтується на визначенні результативного показника як добутку ряду факторних показників, має відповідати певним принципам, які впливають з об'єктивних взаємозв'язків між демографічними явищами і процесами. Теоретичні засади факторного індексного аналізу та побудови БІМ висвітлено у науковій та навчальній літературі [2; 21; 61; 69], але методологія їхньої побудови та методика використання у демографічному статистичному аналізі потребує подальшого вдосконалення.

Демографічні показники, які використовують для побудови БІМ – це переважно відносні та середні величини. Для правильної побудови таких моделей необхідно забезпечити відповідність факторних показників загальноприйнятій методиці розрахунку середніх і відносних величин. Найпростішим варіантом моделі є двофакторна, яка містить ендогенний і екзогенний показники. При цьому ендогенний показник визначають як інтенсивний фактор, а екзогенний – як екстенсивний. Слід пам'ятати, що в БІМ належність факторів до інтенсивних або екстенсивних установлюється відповідно до особливостей кожного конкретного взаємозв'язку між уміщеними у модель показниками. Для ґрунтованого факторного аналізу доцільно здійснити розчленування ендогенного та екзогенного факторів, що збільшує кількість факторних показників, проте при цьому потрібно дотримуватися правил логіки і враховувати причинно-наслідкові зв'язки між цими факторами.

Кількість ендогенних факторів можна обчислити на основі одного об'ємного показника, що залежить від кількості показників, що впливають на значення відповідного об'ємного показника. При цьому утворюється певна група ендогенних факторів, взаємопов'язаних між собою за допомогою одного об'ємного показника, що міститься у чисельнику всіх факторних співвідношень. Таким чином, як вважає В. Андрієнко [2], взаємозалежні ендогенні фактори доцільно за характером впливу поділити на дві групи: а) що впливають паралельно (одночасно); б) що впливають послідовно (по черзі). Їх науковець пропонує відповідно назвати паралельними і послідовними. Крім цього, при побудові БІМ можна поділити ендогенні показники на однопорядкові та різнопорядкові залежно від того, чи вони є рівноцінними чи нерівноцінними щодо результативного показника.

Як зазначалося раніше, основою для побудови БІМ є мультиплікативні моделі, в яких результативний показник (Y) дорівнює добуткові відповідних факторних показників (X_i), тобто $Y = X_1 \times X_2 \times \dots \times X_m$. Розрізняють повні та неповні мультиплікативні моделі [69, 84]. В першому разі результативний показник є абсолютним (кількісним), а в іншому – відносним (якісним).

Найпростішою формою взаємозв'язку є детермінований двофакторний паралельний і однопорядковий зв'язок. У цьому разі результативний показник (абсолютний або відносний) залежить від двох факторів ($Y = X_1 \times X_2$), при цьому один з цих факторів є інтенсивним, а інший – екстенсивним. У демографічних моделях екстенсивні фактори найчастіше представлено показниками чисельності певної групи населення або структурними. У повній моделі результативний показник (Y) характеризує чисельність новоутвореної сукупності (кількість народжених, кількість померлих, кількість шлюбів тощо), а ендогенний, який вважають інтенсивним фактором, утворюють від результативного показника, що міститься у чисельнику. Наприклад, у дослідженні науковців Інституту демографії та соціальних досліджень НАН України для оцінювання впливу на зміну кількості народжених в Україні протягом 1989–2003 рр. використано рівень дітородної активності, який відображає показник плідності жінок у репродуктивному віці (кількість народжених у розрахунку на 1000 жінок віком 15–49 років), та чисельність дітородного кон-

тингенту (чисельність жінок віком 15–49 років) [40, 79–80]. При побудові неповної двофакторної моделі, як правило, результативний показник є відносною величиною інтенсивності (загальні, часткові або спеціальні коефіцієнти народжуваності, смертності, шлюбності тощо), а екзогенний, що є екстенсивним фактором, представлено відносною величиною структури (наприклад, часткою дітородного контингенту в загальній чисельності населення). При побудові БІМ з більшою кількістю факторів переважно здійснюють деталізацію ендogenous або екзогенного показника, рідше – обох разом.

Побудова багатофакторних індексних моделей демографічних показників має ґрунтуватися на об'єктивних взаємозв'язках між явищами та процесами з урахуванням їхнього якісного змісту насамперед на етапі формування вихідних мультиплікативних моделей, які формалізують зв'язки між результативними і факторними показниками. Оскільки багатофакторний індексний аналіз використовують для кількісного оцінювання впливу факторів на динаміку (індекси динаміки) або просторову варіацію (територіальні індекси) результативного показника за наявності функціональних причинно-наслідкових зв'язків, необхідно забезпечити, по-перше, логічне трактування суті взаємозалежних явищ і процесів, по-друге, повноту обліку особливостей таких взаємозв'язків. При цьому послідовність факторних показників-співмножників не може бути довільною, оскільки у будь-якому разі добуток повинен мати певний зміст, тобто формувати відповідний самостійний показник: $y_1 = x_1 \times x_2$; $y_2 = x_1 \times x_2 \times x_3$; $y_3 = x_1 \times x_2 \times x_3 \times x_4$ і т. д. Таким чином забезпечується різний ступінь деталізації моделі. При побудові динамічної багатофакторної індексної моделі необхідно визначити значення факторних та результативного показників мінімум за два періоди – базисний (0) та звітний (1). У цьому разі виконуються такі мультиплікативні залежності:

$$y_0 = x_{1_0} \times x_{2_0} \times x_{3_0} \times \dots \times x_{m_0}, \quad (4.1)$$

$$y_1 = x_{1_1} \times x_{2_1} \times x_{3_1} \times \dots \times x_{m_1}. \quad (4.2)$$

Наявність даних більш ніж за два періоди дає змогу використовувати як ланцюгові, так і базисні багатофакторні індексні моделі. Вихідну інформацію для побудови таких моделей можна подати у вигляді динамічних матриць (табл. 4.1, 4.2).

Таблиця 4.1

Динамічна матриця вихідних даних для побудови багатофакторної індексної моделі (перший варіант)

Час (<i>i</i>)	Показники (<i>j</i>)				
	<i>Y</i>	<i>X₁</i>	<i>X₂</i>	...	<i>X_m</i>
0	<i>Y₀</i>	<i>X₀₁</i>	<i>X₀₂</i>	...	<i>X_{0m}</i>
1	<i>Y₁</i>	<i>X₁₁</i>	<i>X₁₂</i>	...	<i>X_{1m}</i>
2	<i>Y₂</i>	<i>X₂₁</i>	<i>X₂₂</i>	...	<i>X_{2m}</i>
3	<i>Y₃</i>	<i>X₃₁</i>	<i>X₃₂</i>	...	<i>X_{3m}</i>
...
<i>t</i>	<i>Y_t</i>	<i>X_{t1}</i>	<i>X_{t2}</i>	...	<i>X_{tm}</i>

Таблиця 4.2

Динамічна матриця вихідних даних для побудови багатофакторної індексної моделі (другий варіант)

Показники (<i>j</i>)	Час (<i>i</i>)				
	0	1	2	...	<i>t</i>
<i>Y</i>	<i>Y₀</i>	<i>Y₁</i>	<i>Y₂</i>	...	<i>Y_t</i>
<i>X₁</i>	<i>X₀₁</i>	<i>X₁₁</i>	<i>X₂₁</i>	...	<i>X_{t1}</i>
<i>X₂</i>	<i>X₀₂</i>	<i>X₁₂</i>	<i>X₂₂</i>	...	<i>X_{t2}</i>
...
<i>X_m</i>	<i>X_{0m}</i>	<i>X_{1m}</i>	<i>X_{2m}</i>	...	<i>X_{tm}</i>

Загалом багатофакторну індексну модель взаємозв'язку між показниками можна подати таким чином:

$$I_y = I_{x_1} \times I_{x_2} \times \dots \times I_{x_m}, \quad (4.3)$$

де I_{x_1}, \dots, I_{x_m} – факторні індекси, які розраховуються для елімінування впливу всіх інших факторів, крім індексованого.

За умови побудови ланцюгових БІМ маємо:

$$\frac{Y_i}{Y_{i-1}} = \frac{X_{i1}}{X_{(i-1)1}} \times \frac{X_{i2}}{X_{(i-1)2}} \times \dots \times \frac{X_{im}}{X_{(i-1)m}}. \quad (4.4)$$

У разі використання базисної моделі залежність набудатиме такого вигляду:

$$\frac{Y_i}{Y_0} = \frac{X_{i1}}{X_{01}} \times \frac{X_{i2}}{X_{02}} \times \dots \times \frac{X_{im}}{X_{0m}}. \quad (4.5)$$

За допомогою формул (4.4) і (4.5) отримуємо ланцюгову і базисну моделі залежності результативного показника від ряду факторів:

$$Y_i = Y_{i-1} \times I_{X_1}^l \times I_{X_2}^l \times \dots \times I_{X_m}^l; \quad (4.6)$$

$$Y_i = Y_0 \times I_{X_1}^b \times I_{X_2}^b \times \dots \times I_{X_m}^b, \quad (4.7)$$

де $I_{X_1}^l \times I_{X_2}^l \times \dots \times I_{X_m}^l$ – ланцюгові індекси факторних показників;

$I_{X_1}^b \times I_{X_2}^b \times \dots \times I_{X_m}^b$ – базисні індекси факторних показників.

Вплив кожного фактора на зміну результативного показника в абсолютному вираженні (ΔX_j) можна визначити таким чином:

– на основі ланцюгової БІМ:

$$\begin{aligned} \Delta X_1^l &= Y_{i-1} \times (I_{X_1}^l - 1); & \Delta X_2^l &= Y_{i-1} \times I_{X_1}^l \times (I_{X_2}^l - 1); \\ \Delta X_m^l &= Y_{i-1} \times I_{X_1}^l \times I_{X_2}^l \times \dots \times I_{X_{m-1}}^l \times (I_{X_m}^l - 1); \end{aligned} \quad (4.8)$$

– на основі базисної БІМ:

$$\begin{aligned} \Delta X_1^b &= Y_0 \times (I_{X_1}^b - 1); & \Delta X_2^b &= Y_0 \times I_{X_1}^b \times (I_{X_2}^b - 1); \\ \dots & \Delta X_m^b &= Y_0 \times I_{X_1}^b \times I_{X_2}^b \times \dots \times I_{X_{m-1}}^b \times (I_{X_m}^b - 1). \end{aligned} \quad (4.9)$$

Відносний вплив факторів на динаміку результативного показника (у процентах) можна розрахувати двома способами:

а) як питому вагу кожного факторного приросту в загальному абсолютному прирості результативного показника:

– для ланцюгових БІМ: $d_{\Delta X_j} = \frac{\Delta X_j^l}{\Delta Y} \times 100$; (4.10)

– для базисних БІМ: $d_{\Delta X_j} = \frac{\Delta X_j^b}{\Delta Y} \times 100$; (4.11)

б) як темп приросту результативного показника, зумовлений впливом факторів:

– для ланцюгових БІМ: $T_{X_j}^l = \frac{\Delta X_j^l}{Y_{i-1}} \times 100$; (4.12)

– для базисних БІМ: $T_{X_j}^b = \frac{\Delta X_{X_j}^b}{Y_0} \times 100$. (4.13)

Якщо вхідні дані для побудови багатofакторної індексної моделі містять значення результативного та факторних показників за два чи більше періоди за кількома об'єктами, використаємо іншу методику. По-перше, має виконуватися умова, що результативний показник функціонально залежить від факторних показників і дорівнює їхньому добутку, тобто $Y = X_1 \times X_2 \times \dots \times X_m$, а за сукупністю об'єктів відповідно $\sum Y = \sum X_1 \times X_2 \times \dots \times X_m$.

При побудові індексів факторних показників застосовуємо таке правило: у чисельнику міститься індексований показник за звітний період, у

знаменнику – за базисний, показники, які розташовані перед індексованим, фіксуються на рівні звітного періоду, а після нього – на рівні базисного.

Отже, загалом індекси результативного та факторних показників можна обчислити за формулами:

$$I_Y = \frac{\sum X_{11} \times X_{21} \times \dots \times X_{m1}}{\sum X_{10} \times X_{20} \times \dots \times X_{m0}}; \quad I_{X_1} = \frac{\sum X_{11} \times X_{20} \times \dots \times X_{m0}}{\sum X_{10} \times X_{20} \times \dots \times X_{m0}}; \quad (4.14)$$

$$I_{X_2} = \frac{\sum X_{11} \times X_{21} \times \dots \times X_{m0}}{\sum X_{11} \times X_{20} \times \dots \times X_{m0}}; \quad \dots \quad I_{X_m} = \frac{\sum X_{11} \times X_{21} \times \dots \times X_{m1}}{\sum X_{11} \times X_{21} \times \dots \times X_{m0}}.$$

Багатофакторна індексна модель має вигляд:

$$I_Y = I_{X_1} \times I_{X_2} \times \dots \times I_{X_m}. \quad (4.15)$$

На основі системи індексів (4.14) можна розрахувати загальний абсолютний приріст результативного показника (ΔY) та факторні прирости, зумовлені впливом кожного фактора зокрема (ΔY_{X_i}). Ці прирости обчислюють як різницю між чисельником і знаменником відповідного індексу:

$$\Delta Y = \sum Y_1 - \sum Y_0 = \sum X_{11} \times X_{21} \times \dots \times X_{m1} - \sum X_{10} \times X_{20} \times \dots \times X_{m0};$$

$$\Delta Y_{X_1} = \sum X_{11} \times X_{20} \times \dots \times X_{m0} - \sum X_{10} \times X_{20} \times \dots \times X_{m0};$$

$$\Delta Y_{X_2} = \sum X_{11} \times X_{21} \times \dots \times X_{m0} - \sum X_{11} \times X_{20} \times \dots \times X_{m0};$$

$$\dots$$

$$\Delta Y_{X_m} = \sum X_{11} \times X_{21} \times \dots \times X_{m1} - \sum X_{11} \times X_{21} \times \dots \times X_{m0};$$

$$\Delta Y = \Delta Y_{X_1} + \Delta Y_{X_2} + \dots + \Delta Y_{X_m}.$$
(4.16)

Відносний вплив кожного фактора на динаміку результативного показника (у процентах) можна визначити як частку відповідного факторного приросту (ΔY_{X_i}) загальному прирості (ΔY) і як темп приросту результативного показника, зумовлений дією певного фактора, таким чином:

$$d_{\Delta Y_{X_i}} = \frac{\Delta Y_{X_i}}{\Delta Y} \times 100; \quad T_{X_i} = \frac{\Delta Y_{X_i}}{\sum Y_0} \times 100. \quad (4.17)$$

Слід зазначити, що розрахунок часток факторних приростів доцільно виконувати лише тоді, коли всі фактори діють в одному напрямку, в іншому разі цей показник не відповідає змісту цієї відносної величини.

Наведені теоретичні положення є базою для розробки методології та методики побудови багатофакторних індексних моделей динаміки і здійснення багатофакторного індексного аналізу основних демографічних параметрів у Тернопільській області, а також порівняльного аналізу демографічних процесів за типом поселення і статтю.

4.2. Багатофакторний індексний аналіз динаміки народжуваності в регіоні

Для виявлення факторів, які зумовлюють динаміку народжуваності в регіоні, та оцінювання їхнього впливу в абсолютному і відносному вираженні на кількість народжених і загальний коефіцієнт народжуваності доцільно використати систему повних і неповних динамічних багатофакторних індексних моделей.

У найбільш агрегованому вигляді залежність динаміки народжуваності від інтенсивних і екстенсивних факторів можна описати двофакторними БІМ (ланцюговими та базисними).

1. Повні двофакторні моделі:

$$\text{– ланцюгова: } \frac{N_i}{N_{i-1}} = \frac{K_{N(15-49)i}}{K_{N(15-49)i-1}} \times \frac{\bar{S}_{(15-49)i}}{\bar{S}_{(15-49)i-1}} \text{ або } I_N^l = I_{K_{N15-49}}^l \times I_{\bar{S}_{15-49}}^l ; \quad (4.18)$$

$$\text{– базисна: } \frac{N_i}{N_0} = \frac{K_{N(15-49)i}}{K_{N(15-49)0}} \times \frac{\bar{S}_{(15-49)i}}{\bar{S}_{(15-49)0}} \text{ або } I_N^b = I_{K_{N15-49}}^b \times I_{\bar{S}_{15-49}}^b , \quad (4.19)$$

де N_i , N_{i-1} , N_0 – кількість народжених у звітному, попередньому і базисному роках;

$K_{N(15-49)i}$, $K_{N(15-49)i-1}$, $K_{N(15-49)0}$ – коефіцієнти плідності (спеціальні коефіцієнти народжуваності) у звітному, попередньому і базисному роках;

$\bar{S}_{(15-49)i}$, $\bar{S}_{(15-49)i-1}$, $\bar{S}_{(15-49)0}$ – середньорічна кількість жінок у віці 15–49 років (репродуктивний контингент) у звітному, попередньому і базисному роках;

I_N^l , $I_{K_{N15-49}}^l$, $I_{\bar{S}_{15-49}}^l$ – ланцюгові індекси кількості народжених, коефіцієнта плідності та кількості жінок у віці 15–49 років;

I_N^b , $I_{K_{N15-49}}^b$, $I_{\bar{S}_{15-49}}^b$ – базисні індекси кількості народжених, коефіцієнта плідності та кількості жінок у віці 15–49 років.

2. Неповні двофакторні моделі:

$$\text{– ланцюгова: } \frac{K_{Ni}}{K_{Ni-1}} = \frac{K_{N(15-49)i}}{K_{N(15-49)i-1}} * \frac{d_{(15-49)i}}{d_{(15-49)i-1}} \text{ або } I_{K_N}^l = I_{K_{N15-49}}^l \times I_{d_{15-49}}^l ; \quad (4.20)$$

$$\text{– базисна: } \frac{K_{Ni}}{K_{N0}} = \frac{K_{N(15-49)i}}{K_{N(15-49)0}} \times \frac{d_{(15-49)i}}{d_{(15-49)0}} \text{ або } I_{K_N}^b = I_{K_{N15-49}}^b \times I_{d_{15-49}}^b , \quad (4.21)$$

де K_{N_i} , $K_{N_{i-1}}$, K_{N_0} – загальні коефіцієнти народжуваності у звітному, попередньому і базисному роках;

$d_{(15-49)i}$, $d_{(15-49)i-1}$, $d_{(15-49)0}$ – частка середньорічної кількості жінок у віці 15–49 років (репродуктивного контингенту) в загальній чисельності населення у звітному, попередньому і базисному роках;

$I_{K_N}^l$, $I_{K_{N_{15-49}}}^l$, $I_{d_{15-49}}^l$ – ланцюгові індекси загального коефіцієнта народжуваності, коефіцієнта плідності та частки жінок у віці 15–49 років;

$I_{K_N}^b$, $I_{K_{N_{15-49}}}^b$, $I_{d_{15-49}}^b$ – базисні індекси загального коефіцієнта народжуваності, коефіцієнта плідності та частки жінок у віці 15–49 років.

Абсолютний приріст (зменшення) кількості народжених під впливом інтенсивного ($\Delta N_{K_{N_{15-49}}}$) й екстенсивного ($\Delta N_{\bar{S}_{15-49}}$) факторів можна обчислити таким чином:

а) для повної ланцюгової моделі:

$$\Delta N_{K_{N_{15-49}}}^l = N_{i-1}^l \times (I_{K_{N_{15-49}}}^l - 1); \Delta N_{\bar{S}_{15-49}}^l = N_{i-1}^l \times I_{K_{N_{15-49}}}^l \times (I_{\bar{S}_{15-49}}^l - 1); \quad (4.22)$$

$$\Delta N^l = \Delta N_{K_{N_{15-49}}}^l + \Delta N_{\bar{S}_{15-49}}^l.$$

а) для повної базисної моделі:

$$\Delta N_{K_{N_{15-49}}}^b = N_{i-1}^b \times (I_{K_{N_{15-49}}}^b - 1); \Delta N_{\bar{S}_{15-49}}^b = N_{i-1}^b \times I_{K_{N_{15-49}}}^b \times (I_{\bar{S}_{15-49}}^b - 1); \quad (4.23)$$

$$\Delta N^b = \Delta N_{K_{N_{15-49}}}^b + \Delta N_{\bar{S}_{15-49}}^b;$$

На основі неповних ланцюгових і базисних моделей (4.20) і (4.21) аналогічним чином розраховуються абсолютні прирости (у промільних пунктах) загального коефіцієнта народжуваності, що зумовлено зміною коефіцієнта плідності та частки репродуктивного контингенту в загальній чисельності населення регіону.

Базуючись на повній моделі, вплив кожного з названих факторів у відносному вираженні оцінимо за питомою вагою факторних приростів у загальному прирості, а також за факторними темпами приросту (зменшення) кількості народжених:

$$d\Delta N_{K_{N_{15-49}}} = \frac{\Delta N_{K_{N_{15-49}}}}{\Delta N} \times 100; \quad d\Delta N_{\bar{S}_{15-49}} = \frac{\Delta N_{\bar{S}_{15-49}}}{\Delta N} \times 100; \quad (4.24)$$

$$T_{K_{N_{15-49}}} = \frac{\Delta N_{K_{N_{15-49}}}}{N_{i-1(0)}} \times 100; \quad T_{\bar{S}_{15-49}} = \frac{\Delta N_{\bar{S}_{15-49}}}{N_{i-1(0)}} \times 100. \quad (4.25)$$

Відповідно до неповної моделі, вплив вищезазначених факторів на динаміку загального коефіцієнта народжуваності у відносному вираженні можна оцінити за питомою вагою факторних приростів, а також за факторними темпами його приросту (зменшення):

$$d\Delta K_{K_{N_{15-49}}} = \frac{\Delta K_{K_{N_{15-49}}}}{\Delta K_N} \times 100 ; d\Delta K_{\bar{S}_{15-49}} = \frac{\Delta K_{\bar{S}_{15-49}}}{\Delta K_N} \times 100 ; (4.26)$$

$$T_{K_{N_{15-49}}} = \frac{\Delta K_{K_{N_{15-49}}}}{K_{N_{i-1}(0)}} \times 100 ; T_{\bar{S}_{15-49}} = \frac{\Delta K_{\bar{S}_{15-49}}}{K_{N_{i-1}(0)}} \times 100 . (4.27)$$

За вихідними даними (табл. 4.3) одержимо повні та неповні двофакторні індексні моделі (ланцюгові та базисні) для оцінювання впливу на динаміку народжуваності інтенсивного фактора – коефіцієнта плідності, а також екстенсивного – чисельності або частки репродуктивного контингенту.

Таблиця 4.3

Вихідні показники для побудови багатofакторних індексних моделей народжуваності у Тернопільській області*

№ з/п	Показники	Позначення	Роки			
			1994	2004	2005	2006
Абсолютні показники (осіб)						
1.	Середньорічна чисельність населення	\bar{S}	1175359	1119836	1114646	1106952
2.	Середньорічна кількість жінок віком 15–49 років	\bar{S}_{15-49}	257638	288300	285881	285577
3.	Середньорічна кількість жінок віком 20–24 роки	\bar{S}_{20-24}	36690	44615	45493	45896
4.	Кількість народжених	N	14505	11094	11035	11623
5.	Кількість народжених матерями віком 20–24 роки	N_{20-24}	6773	4921	4845	5021
Відносні показники						
6.	Частка жінок віком 15–49 років у загальній чисельності населення	d_{15-49}	0,2192	0,2574	0,2565	0,2580
7.	Частка жінок віком 20–24 роки у репродуктивному контингенті	d_{20-24}	0,1424	0,1548	0,1591	0,1607
8.	Коефіцієнт плідності, ‰	$K_{N_{15-49}}$	56,3	38,5	38,6	40,7
9.	Коефіцієнт плідності у віці 20–24 роки, ‰	$K_{N_{20-24}}$	184,6	110,3	106,5	109,4
10.	Загальний коефіцієнт народжуваності, ‰	K_N	12,3	9,9	9,9	10,5
11.	Коефіцієнт перевищення	k	2,1416	2,2544	2,2776	2,3149

*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Повні двофакторні базисні моделі (4.19), які характеризують вплив зміни інтенсивності плідності та чисельності репродуктивного контингенту на динаміку кількості народжених у регіоні, можна одержати таким чином (взявши за основу значення показників у 1994 р.):

$$2004 \text{ р.: } \frac{11094}{14505} = \frac{38,5}{56,3} \times \frac{288300}{257638} \quad \text{або} \quad 0,765 = 0,684 \times 1,119;$$

$$2005 \text{ р.: } \frac{11035}{14505} = \frac{38,6}{56,3} \times \frac{285881}{257638} \quad \text{або} \quad 0,761 = 0,686 \times 1,110;$$

$$2006 \text{ р.: } \frac{11623}{14505} = \frac{40,7}{56,3} \times \frac{285557}{257638} \quad \text{або} \quad 0,801 = 0,723 \times 1,108.$$

Відповідно до одержаних моделей, абсолютні та відносні прирости (зменшення) кількості народжених порівняно з 1994 р., зумовлені динамікою рівня плідності та кількості жінок у віці 15–49 років, становлять:

$$2004 \text{ р.: } \Delta N_{K_{N15-49}} = 14505 \times (0,684 - 1) = -4586 \text{ осіб};$$

$$\Delta N_{\bar{S}_{15-49}} = 14505 \times 0,684 \times (1,119 - 1) = 1181 \text{ особа};$$

$$T_{K_{N15-49}} = \frac{-4586}{14505} \times 100 = -31,6\%; \quad T_{\bar{S}_{15-49}} = \frac{1181}{14505} \times 100 = 8,1\%;$$

$$2005 \text{ р.: } \Delta N_{K_{N15-49}} = 14505 \times (0,686 - 1) = -4560 \text{ осіб};$$

$$\Delta N_{\bar{S}_{15-49}} = 14505 \times 0,686 \times (1,110 - 1) = 1094 \text{ особи};$$

$$T_{K_{N15-49}} = \frac{-4560}{14505} \times 100 = -31,4\%; \quad T_{\bar{S}_{15-49}} = \frac{1094}{14505} \times 100 = 7,5\%;$$

$$2006 \text{ р.: } \Delta N_{K_{N15-49}} = 14505 \times (0,723 - 1) = -4019 \text{ осіб};$$

$$\Delta N_{\bar{S}_{15-49}} = 14505 \times 0,723 \times (1,108 - 1) = 1137 \text{ осіб};$$

$$T_{K_{N15-49}} = \frac{-4019}{14505} \times 100 = -27,7\%; \quad T_{\bar{S}_{15-49}} = \frac{1137}{14505} \times 100 = 7,8\%.$$

Отже, протягом 2004–2006 рр. порівняно з 1994 р. через скорочення коефіцієнта плідності кількість народжених зменшилася відповідно на 31,6%, 31,4% і 27,7%, проте зростання репродуктивного контингенту здійснило позитивний вплив, сповільнивши швидкість зменшення народжуваності, оскільки за рахунок цього фактора відбулося збільшення рівня народжуваності відповідно на 8,1%, 7,5% і 7,8%.

За даними табл. 4.3 отримано повні ланцюгові індексні моделі (4.18), які характеризують динаміку кількості народжених порівняно з попереднім роком, зумовлену впливом вищезазначених факторів:

$$2005 \text{ р.: } \frac{11035}{11094} = \frac{38,6}{38,5} \times \frac{285881}{288300} \quad \text{або} \quad 0,995 = 1,005 \times 0,991;$$

$$2006 \text{ р.: } \frac{11623}{11035} = \frac{40,7}{38,6} \times \frac{285557}{285881} \quad \text{або} \quad 1,053 = 1,054 \times 0,999.$$

Абсолютні та відносні прирости (зменшення) кількості народжених протягом року, зумовлені дією інтенсивного та екстенсивного факторів, відповідно до вищеподаних повних ланцюгових індексних моделей дорівнюють:

$$2005 \text{ р.: } \Delta N_{K_{N15-49}} = 11094 \times (1,005 - 1) = 55 \text{ осіб};$$

$$\Delta N_{\bar{S}_{15-49}} = 11094 \times 1,005 \times (0,991 - 1) = -100 \text{ осіб};$$

$$T_{K_{N15-49}} = \frac{55}{11094} \times 100 = 0,4\%; \quad T_{\bar{S}_{15-49}} = \frac{-100}{11094} \times 100 = -0,9\%;$$

$$2006 \text{ р.: } \Delta N_{K_{N15-49}} = 11035 \times (1,054 - 1) = 600 \text{ осіб};$$

$$\Delta N_{\bar{S}_{15-49}} = 11035 \times 1,054 \times (0,999 - 1) = -12 \text{ осіб};$$

$$T_{K_{N15-49}} = \frac{600}{11035} \times 100 = 5,4\%; \quad T_{\bar{S}_{15-49}} = \frac{-12}{11035} \times 100 = -0,1\%.$$

Отже, протягом 2005–2006 рр. на динаміку кількості народжених позитивно впливало збільшення коефіцієнта плідності, а зменшення кількості жінок у віці 15–49 років (репродуктивного контингенту) мало відповідні негативні наслідки, які найбільше виявилися в 2005 р. Таким чином, зростання народжуваності в регіоні, яке спостерігається протягом останнього періоду, зумовлено дією інтенсивного фактора, що є позитивним явищем і свідчить про покращення демографічної ситуації, при цьому послаблюється негативний вплив екстенсивного фактора.

Неповні базисні двофакторні моделі, що характеризують вплив коефіцієнта плідності та структурного фактора – частки жінок у віці 15–49 років на динаміку загального коефіцієнта народжуваності, одержаного на основі даних табл. 4.3, можна подати таким чином:

$$2004 \text{ р.: } \frac{9,9}{12,3} = \frac{38,5}{56,3} \times \frac{0,2574}{0,2192} \quad \text{або} \quad 0,805 = 0,684 \times 1,174;$$

$$2005 \text{ р.: } \frac{9,9}{12,3} = \frac{38,6}{56,3} \times \frac{0,2565}{0,2192} \quad \text{або} \quad 0,805 = 0,686 \times 1,170 ;$$

$$2006 \text{ р.: } \frac{10,5}{12,3} = \frac{40,7}{56,3} \times \frac{0,2580}{0,2192} \quad \text{або} \quad 0,854 = 0,723 \times 1,177 .$$

Проаналізувавши отримані моделі, можна зробити висновок про те, що зменшення загального коефіцієнта народжуваності спричинено значним скороченням коефіцієнта плідності (на 27,7% протягом 2006 р. порівняно з 1994 р.), але значне зростання частки репродуктивного контингенту (на 17,7% з 1994 р. до 2006 р.) зумовило уповільнення швидкості його зменшення, оскільки сприяло збільшенню народжуваності.

Розраховані на основі вищенаведених неповних індексних моделей абсолютні та відносні базисні прирости загального коефіцієнта народжуваності, які дають змогу оцінити вплив інтенсивного і структурного факторів, становлять:

$$2004 \text{ р.: } \Delta K_{K_{N15-49}} = 12,3 \times (0,684 - 1) = -3,9\% ;$$

$$\Delta K_{\bar{S}_{15-49}} = 12,3 \times 0,684 \times (1,174 - 1) = 1,5\% ;$$

$$T_{K_{N15-49}} = \frac{-3,9}{12,3} \times 100 = -31,7\% ; \quad T_{\bar{S}_{15-49}} = \frac{1,5}{12,3} \times 100 = 12,2\% ;$$

$$2005 \text{ р.: } \Delta K_{K_{N15-49}} = 3,9\%$$

$$\Delta K_{\bar{S}_{15-49}} = 12,3 \times 0,686 \times (1,170 - 1) = 1,4\% ;$$

$$T_{K_{N15-49}} = \frac{-3,9}{12,3} \times 100 = -31,7\% ; \quad T_{\bar{S}_{15-49}} = \frac{1,4}{12,3} \times 100 = 11,4\% ;$$

$$2006 \text{ р.: } \Delta K_{K_{N15-49}} = 12,3 \times (0,723 - 1) = -3,4\% ;$$

$$\Delta K_{\bar{S}_{15-49}} = 12,3 \times 0,723 \times (1,177 - 1) = 1,6\% ;$$

$$T_{K_{N15-49}} = \frac{-3,4}{12,3} \times 100 = -27,6\% ; \quad T_{\bar{S}_{15-49}} = \frac{1,6}{12,3} \times 100 = 13,0\% .$$

Результати розрахунків свідчать, що темпи зменшення загального коефіцієнта народжуваності, зумовлені зменшенням коефіцієнта плідності (інтенсивний фактор), дещо сповільнилися, а темпи його приросту під впливом структурного фактора пришвидшилися.

Неповні ланцюгові двофакторні моделі динаміки загального коефіцієнта народжуваності, які характеризують його зміну порівняно з попереднім роком, можна подати у такому вигляді:

$$2005 \text{ р.: } \frac{9,9}{9,9} = \frac{38,6}{38,5} \times \frac{0,2565}{0,2574} \quad \text{або} \quad 1,000 = 1,003 \times 0,997;$$

$$2006 \text{ р.: } \frac{10,5}{9,9} = \frac{40,7}{38,6} \times \frac{0,2580}{0,2565} \quad \text{або} \quad 1,061 = 1,054 \times 1,006.$$

Отже, можна констатувати, що протягом 2005 р. незначне зростання коефіцієнта плідності нівелювалося зменшенням частки репродуктивного контингенту, тому загальний коефіцієнт народжуваності залишився незмінним, а в 2006 р. обидва фактори сприяли збільшенню загального коефіцієнта народжуваності (на 6,1% порівняно з 2005 р.).

Ланцюгові абсолютні та відносні прирости загального коефіцієнта народжуваності, зумовлені дією інтенсивного і структурного факторів, які розраховано за формулами (4.26), дорівнюють:

$$2005 \text{ р.: } \Delta K_{K_{N15-49}} = 9,9 \times (1,003 - 1) = 0,03\text{‰}; \quad \Delta K_{\bar{S}_{15-49}} = 9,9 \times 1,003 \times (0,997 - 1) = -0,03\text{‰};$$

$$T_{K_{N15-49}} = \frac{0,03}{9,9} \times 100 = 0,3\%; \quad T_{\bar{S}_{15-49}} = \frac{-0,03}{9,9} \times 100 = -0,3\%;$$

$$2006 \text{ р.: } \Delta K_{K_{N15-49}} = 9,9 \times (1,054 - 1) = 0,5\text{‰}; \quad \Delta K_{\bar{S}_{15-49}} = 9,9 \times 1,054 \times (1,006 - 1) = 0,1\text{‰};$$

$$T_{K_{N15-49}} = \frac{0,5}{9,9} \times 100 = 5,1\%; \quad T_{\bar{S}_{15-49}} = \frac{0,1}{9,9} \times 100 = 1,0\%.$$

Таким чином, у 2006 р. загальний коефіцієнт народжуваності збільшився на 5,1% під впливом інтенсивного фактора (коефіцієнта плідності) і на 1% за рахунок структурних зрушень (збільшення частки жінок у віці 15–49 років). Оскільки в 2006 р. обидва фактори діяли в одному напрямку, можна обчислити питому вагу кожного факторного приросту в загальному зростанні результативного показника:

$$d\Delta K_{K_{N15-49}} = \frac{0,5}{0,6} \times 100 = 83,3\%, \quad d\Delta K_{\bar{S}_{15-49}} = \frac{0,1}{0,6} \times 100 = 16,7\%.$$

Ураховуючи те, що найвищий рівень плідності припадає на вік 20–24 роки, двофакторні моделі кількості народжених можна деталізувати, виокремивши п'ять факторів – два інтенсивних і три екстенсивних. Отже, повна модель за цієї умови набуде такого вигляду:

$$N = \bar{S} \times \frac{\bar{S}_{15-49}}{\bar{S}} \times \frac{\bar{S}_{20-24}}{\bar{S}_{15-49}} \times \frac{N_{20-24}}{\bar{S}_{20-24}} \times \frac{N}{N_{20-24}}$$

$$\text{або} \quad N = \bar{S} \times d_{15-49} \times d_{20-24} \times K_{N20-24} \times k_N, \quad (4.28)$$

де \bar{S}_{20-24} – середньорічна кількість жінок віком 20–24 роки;

N_{20-24} – кількість дітей, які народили жінки віком 20–24 роки;

d_{20-24} – частка жінок віком 20–24 роки у репродуктивному контингенті;

K_{N20-24} – коефіцієнт плідності (віковий коефіцієнт народжуваності) у жінок віком 20–24 роки;

k_N – коефіцієнт перевищення, який характеризує народжуваність у вікових групах, крім групи 20–24 роки ($N_{-20;24+}$):

$$k_N = \frac{N}{N_{20-24}} = \frac{N_{20-24} + N_{-20;24+}}{N_{20-24}} = 1 + \frac{N_{-20;24+}}{N_{20-24}}.$$

Відповідно повні п'ятифакторні динамічні індексні моделі можна подати таким чином:

а) ланцюгова:
$$\frac{N_i}{N_{i-1}} = \frac{\bar{S}_i}{\bar{S}_{i-1}} \times \frac{d_{(15-49)i}}{d_{(15-49)i-1}} \times \frac{d_{(20-24)i}}{d_{(20-24)i-1}} \times \frac{K_{N(20-24)i}}{K_{N(20-24)i-1}} \times \frac{k_i}{k_{i-1}}$$

або
$$I_N^l = I_{\bar{S}}^l \times I_{d_{15-49}}^l \times I_{d_{20-24}}^l \times I_{K_{N20-24}}^l \times I_k^l ; \quad (4.29)$$

б) базисна:
$$\frac{N_i}{N_0} = \frac{\bar{S}_i}{\bar{S}_0} \times \frac{d_{(15-49)i}}{d_{(15-49)0}} \times \frac{d_{(20-24)i}}{d_{(20-24)0}} \times \frac{K_{N(20-24)i}}{K_{N(20-24)0}} \times \frac{k_i}{k_0}$$

або
$$I_N^b = I_{\bar{S}}^b \times I_{d_{15-49}}^b \times I_{d_{20-24}}^b \times I_{K_{N20-24}}^b \times I_k^b , \quad (4.30)$$

де $I_{\bar{S}}^l$, $I_{\bar{S}}^b$ – ланцюгові та базисні індекси середньорічної чисельності населення;

$I_{d_{20-24}}^l$, $I_{d_{20-24}}^b$ – ланцюгові і базисні індекси частки жінок віком 20–24 роки у репродуктивному контингенті;

$I_{K_{N20-24}}^l$, $I_{K_{N20-24}}^b$ – ланцюгові та базисні індекси коефіцієнта плідності у жінок віком 20–24 роки;

I_k^l , I_k^b – ланцюгові і базисні індекси коефіцієнта перевищення.

Багатофакторні індексні моделі (4.29) і (4.30) є основою для розрахунку абсолютної зміни результативного показника – кількості народжених, зумовленої впливом визначених факторів (так званих факторних приростів). Так, на основі моделі (4.29) одержуємо ланцюгові показники:

$$\Delta N_{\bar{S}} = N_{i-1} \times (I_{\bar{S}}^l - 1) ;$$

$$\Delta N_{d_{15-49}} = N_{i-1} \times I_{\bar{S}}^l \times (I_{d_{15-49}}^l - 1) ;$$

$$\Delta N_{d20-24} = N_{i-1} \times I_S^l \times I_{d15-49}^l \times (I_{d20-24}^l - 1); \quad (4.31)$$

$$\Delta N_{K_{N20-24}} = N_{i-1} \times I_S^l \times I_{d15-49}^l \times I_{d20-24}^l \times (I_{K_{N20-24}}^l - 1);$$

$$\Delta N_k = N_{i-1} \times I_S^l \times I_{d15-49}^l \times I_{d20-24}^l \times I_{K_{N20-24}}^l \times (I_k - 1).$$

За аналогічними формулами можна визначити базисні прирости кількості народжених, зумовлені дією вищезазначених факторів.

Багатофакторні повні індексні моделі (4.29) і (4.30) перетворимо у неповні чотирифакторні індексні моделі, які можна виразити за допомогою таких формул:

а) ланцюгова:
$$\frac{K_{N_i}}{K_{N_{i-1}}} = \frac{d_{(15-49)i}}{d_{(15-49)i-1}} \times \frac{d_{(20-24)i}}{d_{(20-24)i-1}} \times \frac{K_{N(20-24)i}}{K_{N(20-24)i-1}} \times \frac{k_i}{k_{i-1}}$$

або
$$I_{K_N}^l = I_{d15-49}^l \times I_{d20-24}^l \times I_{K_{N20-24}}^l \times I_k^l; \quad (4.32)$$

б) базисна:
$$\frac{K_{N_i}}{K_{N_0}} = \frac{d_{(15-49)i}}{d_{(15-49)0}} \times \frac{d_{(20-24)i}}{d_{(20-24)0}} \times \frac{K_{N(20-24)i}}{K_{N(20-24)0}} \times \frac{k_i}{k_0}$$

або
$$I_{K_N}^b = I_{d15-49}^b \times I_{d20-24}^b \times I_{K_{N20-24}}^b \times I_k^b. \quad (4.33)$$

Абсолютну зміну загального коефіцієнта народжуваності порівняно з попереднім роком, зумовлену впливом частки репродуктивного контингенту (ΔK_{d15-49}), частки жінок у віці 20–24 роки (ΔK_{d20-24}), коефіцієнта плідності у віці 20–24 роки ($\Delta K_{K_{N20-24}}$) і народжуваності в інших вікових групах (ΔK_k), можна визначити за формулами:

$$\Delta K_{d15-49} = K_{N_{i-1}}^l \times (I_{d15-49}^l - 1);$$

$$\Delta K_{d20-24} = K_{N_{i-1}}^l \times I_{d15-49}^l \times (I_{d20-24}^l - 1); \quad (4.34)$$

$$\Delta K_{K_{N20-24}} = K_{N_{i-1}}^l \times I_{d15-49}^l \times I_{d20-24}^l \times (I_{K_{N20-24}}^l - 1);$$

$$\Delta K_k = K_{N_{i-1}}^l \times I_{d15-49}^l \times I_{d20-24}^l \times I_{K_{N20-24}}^l \times (I_k^l - 1).$$

Аналогічним чином розраховуємо базисні прирости загального коефіцієнта народжуваності, зумовлені дією вищезазначених факторів.

На основі абсолютних приростів можна також обчислити відносний вплив кожного фактора (у процентах) шляхом ділення відповідного абсолютного значення на кількість народжених або величину загального коефіцієнта народжуваності у попередньому або базисному роках.

Для побудови динамічних багатофакторних індексних моделей народжуваності за даними табл. 4.3 обчислимо базисні та ланцюгові індекси результативних і факторних показників (табл. 4.4). За результатами розрахунків отримаємо базисні повні п'ятифакторні динамічні моделі (4.29), які характеризують залежність динаміки кількості народжених від зміни середньорічної чисельності населення, частки репродуктивного контингенту, частки жінок віком 20–24 роки у репродуктивному контингенті, коефіцієнта плідності у жінок віком 20–24 роки, а також народжуваності в інших вікових групах:

$$2004 \text{ р.: } 0,7648=0,9528 \times 1,1743 \times 1,0871 \times 0,5975 \times 1,0527;$$

$$2005 \text{ р.: } 0,7608=0,9483 \times 1,1702 \times 1,1173 \times 0,5769 \times 1,0635;$$

$$2006 \text{ р.: } 0,8013=0,9418 \times 1,1770 \times 1,1285 \times 0,5926 \times 1,0809.$$

Ланцюгові повні п'ятифакторні індексні моделі мають вигляд:

$$2005 \text{ р.: } 0,9947=0,9954 \times 0,9965 \times 1,0278 \times 0,9655 \times 1,0103;$$

$$2006 \text{ р.: } 1,0533=0,9931 \times 1,0058 \times 1,0101 \times 1,0272 \times 1,0164.$$

Таблиця 4.4

Індекси динаміки результативних і факторних показників народжуваності в Тернопільській області*

Показники	Базисні індекси (1994=1)			Ланцюгові індекси	
	2004	2005	2006	2005	2006
Середньорічна чисельність населення	0,9528	0,9483	0,9418	0,9954	0,9931
Частка жінок віком 15–49 років у загальній чисельності населення	1,1743	1,1702	1,1770	0,9965	1,0058
Частка жінок віком 20–24 роки у репродуктивному контингенті	1,0871	1,1173	1,1285	1,0278	1,0101
Коефіцієнт плідності у віці 20–24 роки	0,5975	0,5769	0,5926	0,9655	1,0272
Коефіцієнт перевищення	1,0527	1,0635	1,0809	1,0103	1,0164
Кількість народжених	0,7648	0,7608	0,8013	0,9947	1,0533
Загальний коефіцієнт народжуваності	0,8049	0,8049	0,8536	1,0000	1,0606

*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Отже, можна зробити висновок, що протягом 1994–2006 рр. кількість народжених у Тернопільській області зменшилася на 19,9%, що зумовлено значним скороченням коефіцієнта плідності у жінок віком 20–24 роки (на 40,7%), а також чисельності населення на 5,8%, проте позитивний вплив на динаміку народжуваності здійснило збільшення частки репродуктивного контингенту на 17,7% і частки жінок віком 20–24

роки на 12,9%, а також підвищення рівня народжуваності в інших вікових групах, про що свідчить зростання коефіцієнта перевищення на 8,1%. Водночас у 2006 р. порівняно з 2005 р. збільшення кількості народжених на 5,3% зумовлено позитивним впливом чотирьох факторів – зростанням частки репродуктивного контингенту на 0,6%, частки жінок віком 20–24 роки на 1%, коефіцієнта плідності у жінок віком 20–24 роки на 2,7% та коефіцієнта перевищення на 1,6%.

На основі повних базисних п'ятифакторних моделей обчислимо за формулами (4.31) абсолютні та відносні прирости кількості народжених (факторні прирости), зумовлені впливом вищезазначених факторів (табл. 4.5).

Таблиця 4.5

Абсолютні та відносні базисні факторні прирости кількості народжених у Тернопільській області*

Факторний показник	Абсолютні базисні факторні прирости, осіб			Відносні базисні факторні прирости, %		
	2004	2005	2006	2004	2005	2006
Середньорічна чисельність населення	-685	-749	-844	-4,7	-5,2	-5,8
Частка жінок віком 15–49 років у загальній чисельності населення	2411	2339	2417	16,6	16,1	16,7
Частка жінок віком 20–24 роки у репродуктивному контингенті	1407	1890	2067	9,7	13,0	14,2
Коефіцієнт плідності у віці 20–24 роки	-7099	-7609	-7392	-48,9	-52,5	-51,0
Коефіцієнт перевищення	555	659	870	3,8	4,5	6,0
Приріст (зменшення) кількості народжених	-3411	-3470	-2882	-23,5	-23,9	-19,9

*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Результати розрахунків підтверджують, що протягом 1994–2006 рр. кількість народжених зменшилася на 2882 особи, або на 19,9%, зокрема, під впливом значного зменшення коефіцієнта плідності у жінок віком 20–24 роки народжених зменшилося на 7392 особи, або 51%, проте зростання частки репродуктивного контингенту і частки жінок віком 20–24 роки зумовило збільшення на 4484 особи, або 30,9%.

Абсолютні та відносні ланцюгові факторні прирости, розраховані за ланцюговими повними п'ятифакторними моделями, характеризують вплив кожного фактора на динаміку кількості народжених порівняно з попереднім роком. На основі даних табл. 4.6 можна зробити висновок, що

протягом 2005 р. порівняно з 2004 р. відбулося незначне зменшення кількості народжених (на 59 осіб, або 0,5%). Найбільше скорочення цього показника (на 390 осіб, або 3,5%) спричинило зменшення плідності у жінок віком 20–24 роки, проте воно компенсувалося зростанням частки цієї групи (на 311 осіб, або 2,8%) і підвищенням народжуваності в інших вікових групах (на 112 осіб, або 1%). У 2006 р. порівняно з 2005 р. кількість народжених збільшилася на 588 осіб, або 5,3%, що зумовлено переважно підвищенням коефіцієнта плідності у жінок віком 20–24 роки (на 303 особи, або 2,7%), частки жінок цієї вікової групи (на 109 осіб, або 1%) і рівня народжуваності в інших вікових групах (на 187 осіб, або 1,7%).

Таблиця 4.6

Абсолютні та відносні ланцюгові факторні прирости кількості народжених у Тернопільській області*

Факторний показник	Абсолютні ланцюгові факторні прирости, осіб		Відносні ланцюгові факторні прирости, %	
	2005	2006	2005	2006
Середньорічна чисельність населення	-51	-76	-0,5	-0,7
Частка жінок віком 15–49 років у загальній чисельності населення	-42	64	-0,4	0,6
Частка жінок віком 20–24 роки у репродуктивному контингенті	311	109	2,8	1,0
Коефіцієнт плідності у віці 20–24 роки	-390	303	-3,5	2,7
Коефіцієнт перевищення	112	187	1,0	1,7
Приріст (зменшення) кількості народжених	-59	588	-0,5	5,3

*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

На основі даних табл. 4.4 одержуємо такі неповні динамічні чотирифакторні індексні моделі, які характеризують вплив на зміну загального коефіцієнта народжуваності частки репродуктивного контингенту, частки жінок віком 20–24 роки, коефіцієнта плідності у віці 20–24 роки і народжуваності в інших вікових групах. Базисні моделі (4.33) мають такий вигляд:

$$2004 \text{ р.: } 0,8049 = 1,1743 \times 1,0871 \times 0,5975 \times 1,0527;$$

$$2005 \text{ р.: } 0,8049 = 1,1702 \times 1,1173 \times 0,5769 \times 1,0635;$$

$$2006 \text{ р.: } 0,8536 = 1,1770 \times 1,1285 \times 0,5926 \times 1,0809.$$

Ланцюгові моделі (4.31), які дають змогу оцінити динаміку результативного показника порівняно з попереднім роком, можна подати таким чином:

2005 р.: $1,0000=0,9965 \times 1,0278 \times 0,9655 \times 1,0103$;

2006 р.: $1,0606=1,0058 \times 1,0101 \times 1,0272 \times 1,0164$.

На основі наведених базисних неповних чотирифакторних моделей обчислимо абсолютні та відносні прирости загального коефіцієнта народжуваності порівняно з 1994 р., зумовлені впливом зазначених факторів (табл. 4.7).

Таблиця 4.7

Абсолютні та відносні базисні факторні прирости загального коефіцієнта народжуваності у Тернопільській області*

Факторний показник	Абсолютні базисні факторні прирости, п. п.			Відносні базисні факторні прирости, %		
	2004	2005	2006	2004	2005	2006
Частка жінок віком 15–49 років у загальній чисельності населення	2,2	2,1	2,2	17,9	17,1	17,9
Частка жінок віком 20–24 роки у репродуктивному контингенті	1,3	1,7	1,9	10,6	13,8	15,4
Коефіцієнт плідності у віці 20–24 роки	-6,4	-6,8	-6,7	-52,1	-55,3	-54,5
Коефіцієнт перевищення	0,5	0,6	0,8	4,1	4,9	6,4
Приріст (зменшення) загального коефіцієнта народжуваності	-2,4	-2,4	-1,8	-19,5	-19,5	-14,6

*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

За результатами розрахунків можна зробити висновок, що загальний коефіцієнт народжуваності протягом 1994–2006 рр. зменшився на 1,8 промільного пункту, або 14,6%, у т. ч. за рахунок скорочення коефіцієнта плідності жінок віком 20–24 роки на 6,7 п. п., або 54,5%, проте структурні фактори зумовили його зростання на 4,1 п. п., або 33,3%, позитивний вплив здійснило також збільшення рівня народжуваності в інших вікових групах (0,8 п. п., або 6,4%).

Розраховані на основі ланцюгових моделей абсолютні та відносні факторні прирости загального коефіцієнта народжуваності (табл. 4.8) підтверджують, що протягом 2005 р. коефіцієнт народжуваності порівняно з попереднім роком не змінився, а в 2006 р. збільшився на 0,6 промільного пункту, або 6,1%. При цьому в 2005 р. зменшення плідності у віці 20–24 роки спричинило скорочення загального коефіцієнта народжуваності на 0,35 п. п., або 3,5%, проте це компенсувалося позитивним впливом зростання частки жінок віком 20–24 роки (на 0,28 п. п., або 2,8%) і народжуваності в інших вікових групах (на 0,1 п. п., або 1%). У 2006 р. усі наявні в моделі фактори сприяли збільшенню загального ко-

ефіцієнта народжуваності, зокрема, підвищенню коефіцієнта плідності у віці 20–24 роки і народжуваності в інших вікових групах (відповідно на 0,27 п. п. і 0,17 п. п., або 2,8% і 1,7%).

Таблиця 4.8

Абсолютні та відносні ланцюгові факторні прирости загального коефіцієнта народжуваності у Тернопільській області*

Факторний показник	Абсолютні ланцюгові факторні прирости, п. п.		Відносні ланцюгові факторні прирости, %	
	2005	2006	2005	2006
Частка жінок віком 15–49 років у загальній чисельності населення	–0,03	0,06	–0,3	0,6
Частка жінок віком 20–24 роки у репродуктивному контингенті	0,28	0,10	2,8	1,0
Коефіцієнт плідності у віці 20–24 роки	–0,35	0,27	–3,5	2,8
Коефіцієнт перевищення	0,10	0,17	1,0	1,7
Приріст (зменшення) загального коефіцієнта народжуваності	0,00	0,60	0,0	6,1

*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Для оцінювання впливу на кількість народжених вищенаведених факторів за типом поселень побудуємо систему п'ятифакторних індексних моделей (4.15) на основі розрахунку факторних індексів (4.14). Відповідно до значень абсолютних і відносних факторних показників у міських поселеннях і сільській місцевості за певні роки можна одержати базисні та ланцюгові моделі, які дають змогу врахувати відмінності дії факторів народжуваності за субнаселеннями.

Факторні індекси, які характеризують середню зміну індексованого показника, можна подати таким чином:

– індекс середньорічної чисельності населення:

$$I_{\bar{S}} = \frac{\sum \bar{S}_1 \times d_{15-49_0} \times d_{20-24_0} \times K_{N20-24_0} \times k_{N0}}{\sum \bar{S}_0 \times d_{15-49_0} \times d_{20-24_0} \times K_{N20-24_0} \times k_{N0}}; \quad (4.35)$$

– індекс частки репродуктивного контингенту:

$$I_{d_{15-49}} = \frac{\sum \bar{S}_1 \times d_{15-49_1} \times d_{20-24_0} \times K_{N20-24_0} \times k_{N0}}{\sum \bar{S}_1 \times d_{15-49_0} \times d_{20-24_0} \times K_{N20-24_0} \times k_{N0}}; \quad (4.36)$$

– індекс частки жінок віком 20–24 роки у репродуктивному контингенті:

$$I_{d_{20-24}} = \frac{\sum \bar{S}_1 \times d_{15-49_1} \times d_{20-24_1} \times K_{N20-24_0} \times k_{N0}}{\sum \bar{S}_1 \times d_{15-49_1} \times d_{20-24_0} \times K_{N20-24_0} \times k_{N0}}; \quad (4.37)$$

– індекс інтенсивності народжуваності у віці 20–24 роки:

$$I_{K_{N20-24}} = \frac{\sum \bar{S}_1 \times d_{15-49_1} \times d_{20-24_1} \times K_{N20-24_1} \times k_{N_0}}{\sum \bar{S}_1 \times d_{15-49_1} \times d_{20-24_1} \times K_{N20-24_0} \times k_{N_0}}; \quad (4.38)$$

– індекс коефіцієнта перевищення:

$$I_{k_N} = \frac{\sum \bar{S}_1 \times d_{15-49_1} \times d_{20-24_1} \times K_{N20-24_1} \times k_{N_1}}{\sum \bar{S}_1 \times d_{15-49_1} \times d_{20-24_1} \times K_{N20-24_1} \times k_{N_0}}. \quad (4.39)$$

П'ятифакторна індексна модель динаміки кількості народжених набуває такого вигляду:

$$I_N = I_{\bar{S}} \times I_{d15-49} \times I_{d20-24} \times I_{K_{N20-24}} \times I_{k_N}. \quad (4.40)$$

Абсолютні прирости кількості народжених (ΔN_j), зумовлені впливом кожного фактора зокрема, визначимо за формулами:

$$\begin{aligned} \Delta N_{\bar{S}} &= \sum \bar{S}_1 \times d_{15-49_0} \times d_{20-24_0} \times K_{N20-24_0} \times k_{N_0} - \sum \bar{S}_0 \times d_{15-49_0} \times d_{20-24_0} \times K_{N20-24_0} \times k_{N_0}; \\ \Delta N_{d15-49} &= \sum \bar{S}_1 \times d_{15-49_1} \times d_{20-24_0} \times K_{N20-24_0} \times k_{N_0} - \sum \bar{S}_1 \times d_{15-49_0} \times d_{20-24_0} \times K_{N20-24_0} \times k_{N_0}; \\ \Delta N_{d20-24} &= \sum \bar{S}_1 \times d_{15-49_1} \times d_{20-24_1} \times K_{N20-24_0} \times k_{N_0} - \sum \bar{S}_1 \times d_{15-49_1} \times d_{20-24_0} \times K_{N20-24_0} \times k_{N_0}; \\ \Delta N_{K_{N20-24}} &= \sum \bar{S}_1 \times d_{15-49_1} \times d_{20-24_1} \times K_{N20-24_1} \times k_{N_0} - \sum \bar{S}_1 \times d_{15-49_1} \times d_{20-24_1} \times K_{N20-24_0} \times k_{N_0}; \\ \Delta N_{k_N} &= \sum \bar{S}_1 \times d_{15-49_1} \times d_{20-24_1} \times K_{N20-24_0} \times k_{N_1} - \sum \bar{S}_1 \times d_{15-49_1} \times d_{20-24_1} \times K_{N20-24_0} \times k_{N_0}; \\ \Delta N &= \Delta N_{\bar{S}} + \Delta N_{d15-49} + \Delta N_{d20-24} + \Delta N_{K_{N20-24}} + \Delta N_{k_N}. \end{aligned}$$

Відносний вплив кожного фактора (у процентах), який за суттю є темпом приросту кількості народжених, розрахуємо відповідно до формули (4.17) таким чином:

$$T_j = \frac{\Delta N_j}{\sum N_0} \times 100.$$

На основі вихідних значень факторних показників (табл. 4.9) отримаємо такі п'ятифакторні індексні моделі динаміки кількості народжених у Тернопільській області:

а) базисні моделі:

$$2005 \text{ р.: } 0,7608 = 0,9494 \times 1,1322 \times 1,0918 \times 0,6101 \times 1,0626;$$

$$2006 \text{ р.: } 0,8013 = 0,9434 \times 1,1465 \times 1,0965 \times 0,6256 \times 1,0883;$$

б) ланцюгова модель:

$$2006 \text{ р.: } 1,0533 = 0,9938 \times 1,0111 \times 1,0055 \times 1,0258 \times 1,0242.$$

Таблиця 4.9

Вихідні показники для побудови багатофакторних індексних моделей динаміки кількості народжених у Тернопільській області*

Факторні показники	Позначення	Міські поселення			Сільська місцевість		
		1994	2005	2006	1994	2005	2006
Середньорічна чисельність населення, тис. осіб	\bar{S}	502,6	473,0	471,5	669,1	639,6	634,0
Частка жінок віком 15–49 років у загальній чисельності населення	d_{15-49}	0,2847	0,2979	0,2959	0,1897	0,2273	0,2333
Частка жінок віком 20–24 роки у репродуктивному контингенті	d_{20-24}	0,1585	0,1846	0,1873	0,1283	0,1337	0,1335
Коефіцієнт плідності у віці 20–24 роки, ‰	$K_{N_{20-24}}$	128,2	83,6	86,3	237,4	137,3	140,1
Коефіцієнт перевищення	k_N	2,1950	2,3195	2,3876	2,1014	2,2434	2,2556

*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Вищенаведені базисні та ланцюгові багатофакторні індексні моделі підтверджують, що протягом 2005–2006 рр. порівняно з 1994 р. кількість народжених зменшилася під впливом скорочення чисельності міського і сільського населення, а також плідності жінок у віці 20–24 роки (на 395 осіб у 2005 р. і на 37,4% у 2006 р.), але значне зростання частки репродуктивного контингенту та частки жінок віком 20–24 роки як у міських поселеннях, так і в сільській місцевості суттєво послабило негативну дію названих факторів, до того ж позитивний вплив на динаміку народжуваності здійснило збільшення частки народжених в інших вікових групах.

Одержана ланцюгова модель свідчить про те, що протягом 2006 р. порівняно з 2005 р. зростання кількості народжених у регіоні зумовлено дією чотирьох факторів. При цьому слід зазначити, що як у міського, так і в сільського населення збільшився коефіцієнт плідності жінок віком 20–24 роки та інших вікових груп, а вплив структурних факторів посилив ці позитивні зрушення.

Абсолютні та відносні прирости, розраховані за наведеними вище формулами (табл. 4.10), підтверджують висновки, зроблені на підставі моделей.

Таблиця 4.10

Абсолютні та відносні факторні прирости
кількості народжених у Тернопільській області*

Факторні показники	Базисні факторні прирости				Ланцюгові факторні прирости	
	абсолютні, осіб		відносні, %		абсолютні, осіб	відносні, %
	2005	2006	2005	2006	2006	2006
Середньорічна чисельність населення, тис. осіб	-734	-821	-5,1	-5,7	-68	-0,6
Частка жінок віком 15–49 років у загальній чисельності населення	1820	2005	12,6	13,8	121	1,1
Частка жінок віком 20–24 роки у репродуктивному контингенті	1431	1513	9,9	10,4	61	0,5
Коефіцієнт плідності у віці 20–24 роки, ‰	-6637	-6440	-45,8	-44,4	287	2,6
Коефіцієнт перевищення	650	951	4,5	6,6	277	2,5

*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Результати розрахунків факторних приростів свідчать, що протягом 2006 р. порівняно з 1994 р. від впливом екстенсивних структурних факторів – частки репродуктивного контингенту і частки жінок віком 20–24 роки у міських поселеннях і сільській місцевості кількість народжених у регіоні збільшилася відповідно на 13,8% і 10,4%, а на 6,6% – з огляду на підвищення народжуваності в інших вікових групах, проте за рахунок суттєвого зменшення коефіцієнта плідності жінок віком 20–24 роки (інтенсивний фактор) відбулося скорочення кількості народжених на 44,4%. Ланцюгові факторні прирости дають змогу стверджувати, що протягом 2006 р. порівняно з 2005 р. приріст кількості народжених, зумовлений дією інтенсивних факторів, становив 5,1% , а структурних – 1,6%.

Отже, можна констатувати, що протягом 1994–2005 рр. головним фактором зменшення рівня народжуваності в регіоні було скорочення плідності жінок віком 20–24 роки, проте структурні фактори та зростання народжуваності в інших вікових групах послаблювали цю негативну тенденцію. Так, у 2006 р. ситуація кардинально змінилася і збільшення народжуваності переважно зумовили інтенсивні фактори – зростання коефіцієнта плідності у віці 20–24 роки та рівня народжуваності у віці більш ніж 24 роки. Слід зазначити, що структурні зрушення підсилили цей вплив, що також є свідченням покращення демографічної ситуації.

4.3. Багатофакторні індексні моделі в аналізі динаміки смертності населення регіону

Для оцінювання впливу факторів, які зумовлюють рівень і динаміку смертності населення у Тернопільській області, а також з метою порівняння їхньої дії в міських поселеннях і сільській місцевості доцільно використовувати систему повних і неповних багатофакторних індексних моделей. При цьому слід урахувати, що смертність населення значною мірою залежить від статеві-вікової структури населення, а також від інтенсивності смертності насамперед у старших вікових групах.

Загалом повну чотирифакторну модель, в якій результативним показником є кількість померлих протягом року (M), можна подати таким чином:

$$M = \bar{S} \times \frac{\bar{S}_{65+}}{\bar{S}} \times \frac{M_{65+}}{S_{65+}} \times \frac{M}{M_{65+}} \quad \text{або} \quad M = \bar{S} \times d_{65+} \times K_{M_{65+}} \times k_M, \quad (4.41)$$

де \bar{S}_{65+} – середньорічна чисельність населення у віці 65 років і старші;

M_{65+} – кількість померлих у віці 65 років і старші;

d_{65+} – частка осіб у віці 65 років і старші у загальній чисельності населення (коефіцієнт старіння «зверху»);

$K_{M_{65+}}$ – коефіцієнт смертності населення у віці 65 років і старші;

k_M – коефіцієнт перевищення, який характеризує співвідношення кількості померлих у віці менш ніж 65 років (M_{-65}) і 65 років і старші:

$$k_M = \frac{M}{M_{65+}} = \frac{M_{65+} + M_{-65}}{M_{65+}} = 1 + \frac{M_{-65}}{M_{65+}}.$$

Відповідно до моделі (4.41) повні чотирифакторні динамічні індексні моделі набувають вигляду:

а) базисна БІМ:

$$\frac{M_i}{M_0} = \frac{\bar{S}_i}{\bar{S}_0} \times \frac{d_{65+i}}{d_{65+0}} \times \frac{K_{M_{65+i}}}{K_{M_{65+0}}} \times \frac{k_{M_i}}{k_{M_0}} \quad \text{або} \quad I_M^b = I_S^b \times I_{d_{65+}}^b \times I_{K_{M_{65+}}}^b \times I_{k_M}^b; \quad (4.42)$$

б) ланцюгова БІМ:

$$\frac{M_i}{M_{i-1}} = \frac{\bar{S}_i}{\bar{S}_{i-1}} \times \frac{d_{65+i}}{d_{65+i-1}} \times \frac{K_{M_{65+i}}}{K_{M_{65+i-1}}} \times \frac{k_{M_i}}{k_{M_{i-1}}} \quad \text{або} \quad I_M^l = I_S^l \times I_{d_{65+}}^l \times I_{K_{M_{65+}}}^l \times I_{k_M}^l, \quad (4.43)$$

де I_M^b , I_M^l – базисний і ланцюговий індекси кількості померлих;

I_S^b , I_S^l – базисний і ланцюговий індекси середньорічної чисельності населення;

I_{d65+}^b, I_{d65+}^l – базисний і ланцюговий індекси коефіцієнта старіння (частки осіб у віці 65 років і старші);

$I_{K_{M65+}}^b, I_{K_{M65+}}^l$ – базисний і ланцюговий індекси коефіцієнта смертності у віці 65 років і старші;

$I_{k_M}^b, I_{k_M}^l$ – базисний і ланцюговий індекси коефіцієнта перевищення.

Моделі (4.41), (4.42) і (4.43) доцільно конкретизувати, побудувавши їх для чоловіків і жінок, міського і сільського населення. Порівняння таких моделей дасть змогу виявити відмінності у дії факторів смертності статтю і типом поселення.

На основі моделей (4.42) і (4.43) можна обчислити абсолютну та відносну зміни кількості померлих, зумовлені впливом кожного фактора зокрема (у базисному і ланцюговому вимірах), за такими формулами:

а) факторні базисні абсолютні прирости:

$$\begin{aligned}\Delta M_{\bar{S}}^b &= M_0 \times (I_{\bar{S}}^b - 1); \\ \Delta M_{d65+}^b &= M_0 \times I_{\bar{S}}^b \times (I_{d65+}^b - 1); \\ \Delta M_{K_{M65+}}^b &= M_0 \times I_{\bar{S}}^b \times I_{d65+}^b \times (I_{K_{M65+}}^b - 1); \\ \Delta M_{k_M}^b &= M_0 \times I_{\bar{S}}^b \times I_{d65+}^b \times I_{K_{M65+}}^b \times (I_{k_M}^b - 1);\end{aligned}\tag{4.44}$$

б) факторні ланцюгові абсолютні прирости:

$$\begin{aligned}\Delta M_{\bar{S}}^l &= M_{i-1} \times (I_{\bar{S}}^l - 1); \\ \Delta M_{d65+}^l &= M_{i-1} \times I_{\bar{S}}^l \times (I_{d65+}^l - 1); \\ \Delta M_{K_{M65+}}^l &= M_{i-1} \times I_{\bar{S}}^l \times I_{d65+}^l \times (I_{K_{M65+}}^l - 1); \\ \Delta M_{k_M}^l &= M_{i-1} \times I_{\bar{S}}^l \times I_{d65+}^l \times I_{K_{M65+}}^l \times (I_{k_M}^l - 1);\end{aligned}\tag{4.45}$$

в) відносні базисні та ланцюгові факторні прирости (%):

$$T_j^b = \frac{\Delta M_j^b}{M_0} \times 100; \quad T_j^l = \frac{\Delta M_j^l}{M_{i-1}} \times 100.\tag{4.46}$$

Для побудови системи багатофакторних індексних моделей смертності населення в регіоні необхідно сформувати матрицю вихідних даних (дод. У), на основі якої можна обчислити базисні та ланцюгові індекси результативних (кількості померлих, загального та часткових коефіцієнтів смертності) і факторних показників (табл. 4.11).

**Індекси вихідних показників для побудови багатofакторних
індексних моделей смертності у Тернопільській області***

	Показники	Базисні індекси (1994=1)			Ланцюгові індекси	
		2004	2005	2006	2005	2006
Абсолютні показники						
1	Кількість померлих – усього	0,9829	1,0207	1,0058	1,0384	0,9854
	у тому числі: чоловіки	1,0177	1,0667	1,0404	1,0481	0,9753
	жінки	0,9508	0,9783	0,9738	1,0289	0,9955
2	Кількість померлих у міських поселеннях	1,0744	1,0990	1,1188	1,0229	1,0180
3	Кількість померлих у сільській місцевості	0,9485	0,9912	0,9632	1,0451	0,9717
7	Середньорічна кількість населення –всього	0,9563	0,9496	0,9435	0,9935	0,9936
	у тому числі: чоловіки	0,9557	0,9494	0,9434	0,9935	0,9936
	жінки	0,9559	0,9497	0,9436	0,9935	0,9936
8	Середньорічна кількість населення у міських поселеннях	0,9457	0,9411	0,9381	0,9952	0,9968
9	Середньорічна кількість населення у сільській місцевості	0,9631	0,9559	0,9476	0,9926	0,9913
Відносні показники						
13	Частка населення у віці 65 років і старші –всього	1,1569	1,1618	1,1661	1,0042	1,0037
	у тому числі: чоловіки	1,2041	1,2061	1,2080	1,0017	1,0016
	жінки	1,1359	1,1431	1,1470	1,0063	1,0036
14	Частка населення у віці 65 років і старші у міських поселеннях	1,2563	1,2830	1,3071	1,0212	1,0185
15	Частка населення у віці 65 років і старші у сільській місцевості	1,1203	1,1176	1,1175	0,9976	1,0000
16	Коефіцієнт смертності населення у віці 65 років і старші	0,9410	0,9779	0,9661	1,0392	0,9880
	у тому числі: чоловіки	0,9692	1,0123	0,9840	1,0445	0,9715
	жінки	0,9154	0,9480	0,9496	1,0355	1,0014
17	Коефіцієнт смертності населення у віці 65 років і старші у міських поселеннях	0,9732	0,9717	0,9890	0,9984	1,0182
18	Коефіцієнт смертності населення у віці 65 років і старші у сільській місцевості	0,9321	0,9827	0,9610	1,0543	0,9783
19	Коефіцієнт перевищення – всього	0,9445	0,9462	0,9458	1,0018	0,9996
	у тому числі: чоловіки	0,9125	0,9202	0,9281	1,0084	1,0085
	жінки	0,9563	0,9509	0,9477	0,9944	0,9966
20	Коефіцієнт перевищення у міських поселеннях	0,9274	0,9355	0,9217	1,0088	0,9852
21	Коефіцієнт перевищення у сільській місцевості	0,9438	0,9443	0,9463	1,0005	1,0021
22	Коефіцієнт смертності населення – всього	1,0285	1,0747	1,0662	1,0450	0,9921
	у тому числі: чоловіки	1,0646	1,1231	1,1025	1,0549	0,9816
	жінки	0,9941	1,0300	1,0315	1,0362	1,0014
23	Коефіцієнт смертності населення у міських поселеннях,	1,1362	1,1674	1,1931	1,0275	1,0220
24	Коефіцієнт смертності населення у сільській місцевості	0,9849	1,0369	1,0168	1,0528	0,9806

*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

На основі даних табл. 4.11 можна одержати повні чотирифакторні базисні індексні моделі (4.42), які характеризують динаміку кількості померлих протягом 1994–2004 р., зумовлену впливом вищезазначених факторів:

а) для Тернопільської області:

$$\frac{16180}{16461} = \frac{1119,9}{1171,1} \times \frac{0,1652}{0,1428} \times \frac{63,8}{67,8} \times \frac{1,3712}{1,4517} \quad \text{або} \quad 0,983 = 0,9563 \times 1,1569 \times 0,9410 \times 0,9445;$$

б) для міських поселень:

$$\frac{4838}{4503} = \frac{475,3}{502,6} \times \frac{0,1039}{0,0827} \times \frac{61,8}{63,5} \times \frac{1,5836}{1,7076} \quad \text{або} \quad 1,074 = 0,9457 \times 1,2563 \times 0,9732 \times 0,9274;$$

в) для сільської місцевості:

$$\frac{11342}{11958} = \frac{644,4}{669,1} \times \frac{0,2105}{0,1879} \times \frac{64,5}{69,2} \times \frac{1,2970}{1,3742} \quad \text{або} \quad 0,949 = 0,9631 \times 1,1203 \times 0,9321 \times 0,9438;$$

г) для чоловіків:

$$\frac{8042}{7902} = \frac{519,5}{543,6} \times \frac{0,1186}{0,0985} \times \frac{78,7}{81,2} \times \frac{1,6588}{1,8178} \quad \text{або} \quad 1,018 = 0,9557 \times 1,2041 \times 0,9692 \times 0,9125;$$

д) для жінок:

$$\frac{8138}{8559} = \frac{600,4}{628,1} \times \frac{0,2056}{0,1810} \times \frac{56,3}{61,5} \times \frac{1,1706}{1,2241} \quad \text{або} \quad 0,951 = 0,9559 \times 1,1359 \times 0,9154 \times 0,9563.$$

Отже, протягом вищевказаного десятиріччя кількість померлих у Тернопільській області зменшилася на 1,7%, що зумовлено скороченням загальної чисельності населення на 4,4%, зростанням коефіцієнта старіння «зверху» на 15,7%, зменшенням інтенсивності смертності у віці 65 років і більше на 5,9% і у віці до 65 років на 5,6%. Проте у міських поселеннях кількість померлих збільшилася на 7,4%, що спричинено значним підвищенням рівня старіння населення (на 25,6%), тоді як інші фактори сприяли зменшенню показника смертності, а отже, послаблювали дію цього фактора. У сільській місцевості кількість померлих скоротилася на 5,1%, при цьому порівняно з міським населенням рівень старіння, хоча й був значно вищим, але мав темпи зростання вдвічі менші (12% проти 25,6% у міських поселеннях), до того ж інтенсивність смертності населення у віці 65 років і більше скорочувалася значно швидше (на 6,8% проти 2,7% у міських поселеннях).

Протилежними були також тенденції динаміки кількості померлих чоловіків і жінок (збільшення на 1,8% у перших і зменшення на 4,4% у других). Ця ситуація зумовлена вищими темпами зростання рівня старіння чоловіків (на 20,4% проти 13,6% у жінок) при значно менших значеннях

коефіцієнта старіння, а також повільнішими темпами скорочення інтенсивності смертності у віці 65 років і більше (на 3,1% проти 8,5% у жінок).

Таким чином, чотирифакторні повні моделі підтверджують, що впродовж 1994–2004 рр. на зростання кількості померлих впливав лише один фактор – збільшення частки населення у віці 65 років і старші, тобто рівня старіння населення (структурний фактор), а інтенсивність смертності зменшувалася, що є позитивним явищем. На основі системи повних чотирифакторних базисних моделей оцінимо вплив кожного фактора на динаміку кількості померлих з 1994 р. до 2004 р. шляхом розрахунку абсолютних і відносних факторних приростів (табл. 4.12).

На основі даних табл. 4.12 можна зробити висновок, що в Тернопільській області протягом 1994–2004 рр. зменшення кількості померлих на 281 особу, або 1,7% є наслідком сукупної дії таких факторів: зростання коефіцієнта старіння населення (на 2470 осіб, або 15%); скорочення чисельності населення, що призвело до зменшення результативного показника на 724 особи (на 4,4%); скорочення інтенсивності смертності населення у віці 65 років і старші, що зумовило зменшення смертності на 1075 осіб, або 6,5%; скорочення кількості померлих у віці до 65 років (на 951 особу, або 5,8%).

У міських поселеннях збільшення кількості померлих на 335 осіб (на 7,4%) спричинено значним підвищенням рівня старіння населення (на 1092 особи, або 24,2%), тоді як сукупний вплив трьох інших факторів зумовив зменшення смертності міського населення на 758 осіб (на 16,8%). У сільській місцевості також збільшення рівня старіння населення спричинило зростання кількості померлих на 1383 особи, проте відносний вплив цього фактора значно менший, ніж у міських поселеннях (11,6%), а дія інших призвела до скорочення смертності сільського населення на 1999 осіб, або 16,7%.

На збільшення смертності чоловіків і жінок суттєво вплинуло підвищення рівня старіння – відповідно на 1541 особу (на 19,5%) і 1112 осіб (на 13%), але зменшення смертності у чоловіків значною мірою зумовлено скороченням інтенсивності смертності у віці до 65 років (на 771 особу, або 9,8%), а в жінок – у віці 65 років і старші (на 775 осіб, або 9,2%).

Таблиця 4.12

Абсолютні та відносні базисні факторні прирости
кількості померлих у Тернопільській області*

Факторний показник	Абсолютні базисні факторні прирости, осіб			Відносні базисні факторні прирости, %		
	2004	2005	2006	2004	2005	2006
Тернопільська область						
Середньорічна чисельність населення	-724	-831	-928	-4,4	-5,0	-5,6
Коефіцієнт старіння «зверху» (частка осіб у віці 65 років і старші)	2470	2529	2582	15,0	15,4	15,7
Коефіцієнт смертності у віці 65 років і старші	-1075	-402	-612	-6,5	-2,5	-3,7
Коефіцієнт перевищення	-951	-955	-947	-5,8	-5,8	-5,8
Кількість померлих	-281	341	95	-1,7	2,1	0,6
Міські поселення						
Середньорічна чисельність населення	-242	-263	-278	-5,4	-5,8	-6,2
Коефіцієнт старіння «зверху» (частка осіб у віці 65 років і старші)	1092	1200	1297	24,2	26,6	28,8
Коефіцієнт смертності у віці 65 років і старші	-141	-152	-58	-3,1	-3,4	-1,3
Коефіцієнт перевищення	-375	-399	-426	-8,3	-7,5	-9,4
Кількість померлих	335	446	535	7,4	9,9	11,9
Сільська місцевість						
Середньорічна чисельність населення	-443	-528	-628	-3,7	-4,4	-5,3
Коефіцієнт старіння «зверху» (частка осіб у віці 65 років і старші)	1383	1344	1331	11,6	11,2	11,1
Коефіцієнт смертності у віці 65 років і старші	-878	-222	-489	-7,3	-1,9	-4,1
Коефіцієнт перевищення	-678	-699	-654	-5,7	-5,8	-5,5
Кількість померлих	-616	-105	-440	-5,1	-0,9	-3,7
Чоловіки						
Середньорічна чисельність населення	-350	-401	-447	-4,4	-5,1	-5,7
Коефіцієнт старіння «зверху» (частка осіб у віці 65 років і старші)	1541	1545	1551	19,5	19,6	19,6
Коефіцієнт смертності у віці 65 років і старші	-280	110	-149	-3,5	1,4	-1,9
Коефіцієнт перевищення	-771	-727	-636	-9,8	-9,2	-8,0
Кількість померлих	140	527	319	1,8	6,7	4,0
Жінки						
Середньорічна чисельність населення	-377	-432	-483	-4,4	-5,0	-5,6
Коефіцієнт старіння «зверху» (частка осіб у віці 65 років і старші)	1112	1163	1189	13,0	13,6	13,9
Коефіцієнт смертності у віці 65 років і старші	-785	-484	-470	-9,2	-5,7	-5,5
Коефіцієнт перевищення	-371	-433	-460	-4,3	-5,1	-5,4
Кількість померлих	-421	-186	-224	-4,9	-2,2	-2,6

* Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

У 2006 р. система повних базисних чотирифакторних моделей смертності населення, одержаних за даними табл. 4.11, матиме такий вигляд:

а) для Тернопільської області:

$$\frac{16556}{16461} = \frac{1105,5}{1171,1} \times \frac{0,1665}{0,1428} \times \frac{65,5}{67,8} \times \frac{1,3730}{1,4517} \text{ або } 1,006 = 0,9435 \times 1,1661 \times 0,9661 \times 0,9458;$$

б) для міських поселень:

$$\frac{5038}{4503} = \frac{471,5}{502,6} \times \frac{0,1081}{0,0827} \times \frac{62,8}{63,5} \times \frac{1,5739}{1,7076} \text{ або } 1,119 = 0,9381 \times 1,3071 \times 0,9890 \times 0,9217;$$

в) для сільської місцевості:

$$\frac{11518}{11958} = \frac{634,0}{669,1} \times \frac{0,2100}{0,1879} \times \frac{66,5}{69,2} \times \frac{1,3004}{1,3742} \text{ або } 0,963 = 0,9476 \times 1,1175 \times 0,9610 \times 0,9463;$$

г) для чоловіків:

$$\frac{8221}{7902} = \frac{512,8}{543,6} \times \frac{0,1190}{0,0985} \times \frac{79,9}{81,2} \times \frac{1,6871}{1,8178} \text{ або } 1,040 = 0,9434 \times 1,2080 \times 0,9840 \times 0,9281;$$

д) для жінок:

$$\frac{8335}{8559} = \frac{592,7}{628,1} \times \frac{0,2076}{0,1810} \times \frac{58,4}{61,5} \times \frac{1,1601}{1,2241} \text{ або } 0,974 = 0,9436 \times 1,1470 \times 0,9496 \times 0,9477.$$

Абсолютні та відносні прирости кількості померлих, розраховані за вищеподаними БІМ (табл. 4.12), свідчать, що протягом 2006 р. порівняно з 1994 р. рівень смертності населення в абсолютному і відносному виразах збільшився несуттєво – на 95 осіб, або 0,6%, що зумовлено різноспрямованою дією факторів. Так, під впливом підвищення рівня старіння населення кількість померлих зросла на 2582 особи, або 15,7%, проте за рахунок зменшення чисельності населення, інтенсивності смертності у віці 65 років і більше, а також у віці до 65 років відбулося її скорочення на 2487 осіб, або 15,1%.

Кількість померлих міських жителів протягом вказаного періоду збільшилася на 535 осіб (на 11,9%), а сільських – зменшилася на 440 осіб (на 3,7%). Для обох субнаселень характерним є те, що зростання кількості померлих зумовлюється лише одним фактором – збільшенням частки осіб у віці 65 років і старші, але у міського населення приріст під впливом цього фактора становив 28,8%, а в сільського – 11,1%. У сільській місцевості темп скорочення смертності за рахунок зменшення її інтенсивності у віці 65 років і більше дещо вищий (4,1%), ніж у міських поселеннях (1,3%), проте у міського населення значно вагомим було

скорочення смертності у віці до 65 років, що привело до зменшення кількості померлих на 9,4% проти 5,5% у сільській місцевості.

У чоловіків і жінок також підвищення рівня старіння зумовило зростання смертності відповідно на 19,6% і 13,9%, але у перших її рівень зменшився за рахунок скорочення кількості померлих у віці до 65 років (на 8%), а в інших три фактори впливали на зменшення смертності практично однаково (відносне скорочення становило приблизно 5,5%).

Повні ланцюгові чотирифакторні моделі смертності, побудовані на основі даних табл. 4.11, можна подати таким чином:

а) для Тернопільської області:

$$2005 \text{ р.: } \frac{16802}{16180} = \frac{1112,6}{1119,9} \times \frac{0,1659}{0,1652} \times \frac{66,3}{63,8} \times \frac{1,6728}{1,6588} \text{ або } 1,038 = 0,9935 \times 1,0042 \times 1,0392 \times 1,0018 ;$$

$$2006 \text{ р.: } \frac{16556}{16802} = \frac{1105,5}{1112,6} \times \frac{0,1665}{0,1659} \times \frac{65,5}{66,3} \times \frac{1,3730}{1,3736} \text{ або } 0,985 = 0,9936 \times 1,0037 \times 0,9880 \times 0,9996 ;$$

б) для міських поселень:

$$2005 \text{ р.: } \frac{4949}{4838} = \frac{473,0}{475,3} \times \frac{0,1061}{0,1039} \times \frac{61,7}{61,8} \times \frac{1,5975}{1,5836} \text{ або } 1,023 = 0,9952 \times 1,0212 \times 0,9984 \times 1,0088 ;$$

$$2006 \text{ р.: } \frac{5038}{4949} = \frac{471,5}{473,0} \times \frac{0,1081}{0,1061} \times \frac{62,8}{61,7} \times \frac{1,5739}{1,5975} \text{ або } 1,018 = 0,9968 \times 1,0185 \times 1,0182 \times 0,9852 ;$$

в) для сільської місцевості:

$$2005 \text{ р.: } \frac{11853}{11342} = \frac{639,6}{644,4} \times \frac{0,2100}{0,2105} \times \frac{68,0}{64,5} \times \frac{1,2977}{1,2970} \text{ або } 1,045 = 0,9926 \times 0,9976 \times 1,0543 \times 1,0005 ;$$

$$2006 \text{ р.: } \frac{11518}{11853} = \frac{634,0}{639,6} \times \frac{0,2100}{0,2100} \times \frac{66,5}{68,0} \times \frac{1,3004}{1,2977} \text{ або } 0,972 = 0,9913 \times 1,0000 \times 0,9783 \times 1,0022 ;$$

г) для чоловіків:

$$2005 \text{ р.: } \frac{8429}{8042} = \frac{516,1}{519,5} \times \frac{0,1188}{0,1186} \times \frac{82,2}{78,7} \times \frac{1,6728}{1,6588} \text{ або } 1,048 = 0,9935 \times 1,0017 \times 1,0445 \times 1,0084 ;$$

$$2006 \text{ р.: } \frac{8221}{8429} = \frac{512,8}{516,1} \times \frac{0,1190}{0,1188} \times \frac{79,9}{82,2} \times \frac{1,6871}{1,6728} \text{ або } 0,975 = 0,9936 \times 1,0016 \times 0,9715 \times 1,0085 ;$$

д) для жінок:

$$2005 \text{ р.: } \frac{8373}{8138} = \frac{596,5}{600,4} \times \frac{0,2069}{0,2056} \times \frac{58,3}{56,3} \times \frac{1,1640}{1,1706} \text{ або } 1,029 = 0,9935 \times 1,0063 \times 1,0355 \times 0,9944 ;$$

$$2006 \text{ р.: } \frac{8335}{8373} = \frac{592,7}{596,5} \times \frac{0,2076}{0,2069} \times \frac{58,4}{58,3} \times \frac{1,1601}{1,1604} \text{ або } 0,996 = 0,9936 \times 1,0036 \times 1,0014 \times 0,9966 .$$

Абсолютні та відносні ланцюгові факторні прирости кількості померлих, які визначено за формулами (4.45) на основі вищенаведених БІМ (табл. 4.13), підтверджують, що в Тернопільській області протягом 2005 р. смертність населення збільшилася на 622 особи, або 3,8% порівняно з попереднім роком, а в 2006 р. зменшилася на 246 осіб, або 1,5%.

Таблиця 4.13

Абсолютні та відносні ланцюгові факторні прирости
кількості померлих у Тернопільській області*

Факторний показник	Абсолютні ланцюгові факторні прирости (осіб)		Відносні ланцюгові факторні прирости, %	
	2005	2006	2005	2006
Тернопільська область				
Середньорічна чисельність населення	-106	-106	-0,7	-0,6
Коефіцієнт старіння «зверху»	67	64	0,4	0,4
Коефіцієнт смертності у віці 65 років і старші	632	-199	3,9	-1,2
Коефіцієнт перевищення	29	-5	0,2	0,0
Кількість померлих	622	-246	3,8	-1,5
Міські поселення				
Середньорічна чисельність населення	-24	-16	-0,5	-0,3
Коефіцієнт старіння «зверху»	101	91	2,1	1,8
Коефіцієнт смертності у віці 65 років і старші	-9	90	-0,2	1,8
Коефіцієнт перевищення	43	-76	0,9	-1,5
Кількість померлих	111	89	2,3	1,8
Сільська місцевість				
Середньорічна чисельність населення	-83	-104	-0,7	-0,9
Коефіцієнт старіння «зверху»	-26	0	-0,2	0,0
Коефіцієнт смертності у віці 65 років і старші	612	-256	5,4	-2,2
Коефіцієнт перевищення	8	25	0,1	0,2
Кількість померлих	511	-335	4,5	-2,8
Чоловіки				
Середньорічна чисельність населення	-52	-53	-0,6	-0,6
Коефіцієнт старіння «зверху»	14	13	0,2	0,2
Коефіцієнт смертності у віці 65 років і старші	356	-238	4,4	-2,8
Коефіцієнт перевищення	70	69	0,9	0,8
Кількість померлих	387	-208	4,8	-2,5
Жінки				
Середньорічна чисельність населення	-54	-52	-0,7	-0,6
Коефіцієнт старіння «зверху»	50	30	0,6	0,4
Коефіцієнт смертності у віці 65 років і старші	288	12	3,5	0,1
Коефіцієнт перевищення	-49	-28	-0,6	-0,3
Кількість померлих	235	-38	2,9	-0,4

* Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

У 2005 р. збільшення кількості померлих переважно було зумовлено зростанням інтенсивності смертності у віці 65 років і більше (на 632

особи, або 3,9%), а в 2006 р. напрям дії цього фактора змінився на протилежний, а отже, за рахунок цього відбулося зменшення рівня смертності на 199 осіб (на 1,2%). Рівень смертності міського населення протягом 2005 – 2006 рр. збільшився під впливом підвищення рівня його старіння (відповідно на 2,1% і 1,8%), а в 2006 р. зростання інтенсивності смертності у віці 65 років і більше також призвело до негативних наслідків, оскільки приріст кількості померлих за рахунок цього фактора становив 1,8%, що частково компенсувалося позитивною дією скорочення рівня смертності у віці до 65 років (на 1,5%). У сільській місцевості кількість померлих збільшилася в 2005 р. на 511 осіб (на 4,5%), проте у наступному році відбулося її зменшення на 335 осіб, або 2,8%. Зростання смертності протягом 2005 р. було зумовлено значним підвищенням коефіцієнта смертності у віці 65 років і старші (на 612 осіб, або 5,4%), але в 2006 р. під впливом цього фактора відбулося значне зменшення кількості померлих (на 256 осіб, або 2,2%).

Протягом 2005 р. порівняно з 2004 р. рівень смертності як чоловіків, так і жінок збільшився відповідно на 4,8% і 2,9%. При цьому внаслідок підвищення коефіцієнта смертності у віці 65 років і більше приріст кількості померлих чоловічої статі становив 612 осіб (5,4%), а жіночої – 356 осіб (4,4%). У чоловіків дію зазначеного фактора посилювало зростання рівня їхнього старіння та смертності у віці до 65 років, а сумарний внесок цих двох факторів у зростання кількості померлих дорівнював 114 осіб (1,1%). У 2006 р. рівень смертності жінок майже не змінився, а чоловіків зменшився на 2,5%. Це явище спричинено зменшенням коефіцієнта смертності у віці 65 років і старші, проте підвищення рівня старіння та смертності у віці до 65 років вплинули у протилежному напрямку і зумовили зростання кількості померлих чоловіків на 1,1%. У жінок протягом 2006 р. вплив усіх вищезазначених факторів був дуже незначним, тому рівень їхньої смертності зменшився лише на 38 осіб, або 0,4%.

Неповні трифакторні базисні та ланцюгові індексні моделі смертності, в яких результативним показником є загальний або частковий коефіцієнт смертності, можна подати у вигляді таких формул:

а) базисна БІМ:

$$\frac{K_{Mi}}{K_{M0}} = \frac{d_{65+i}}{d_{65+0}} \times \frac{K_{M_{65+i}}}{K_{M_{65+0}}} \times \frac{k_{Mi}}{k_{M0}} \quad \text{або} \quad I_{KM}^b = I_{d_{65+}}^b \times I_{K_{M_{65+}}}^b \times I_{k_M}^b; \quad (4.47)$$

б) ланцюгова БІМ:

$$\frac{K_{Mi}}{K_{Mi-1}} = \frac{d_{65+i}}{d_{65+i-1}} \times \frac{K_{M_{65+i}}}{K_{M_{65+i-1}}} \times \frac{k_{Mi}}{k_{Mi-1}} \quad \text{або} \quad I_{K_M}^l = I_{d_{65+}}^l \times I_{K_{M_{65+}}}^l \times I_{k_M}^l, \quad (4.48)$$

де K_{Mi} , K_{M0} , K_{Mi-1} – відповідно загальні коефіцієнти смертності у звітному, базисному і попередньому роках (%).

Абсолютні та відносні базисні або ланцюгові факторні прирости на основі моделей (4.47) і (4.48) можна обчислити таким чином:

а) факторні базисні абсолютні прирости:

$$\begin{aligned} \Delta K_{d_{65+}}^b &= K_{M0} \times (I_{d_{65+}}^b - 1); \\ \Delta K_{K_{M_{65+}}}^b &= K_{M0} \times I_{d_{65+}}^b \times (I_{K_{M_{65+}}}^b - 1); \\ \Delta K_{k_M}^b &= K_{M0} \times I_{d_{65+}}^b \times I_{K_{M_{65+}}}^b \times (I_{k_M}^b - 1); \end{aligned} \quad (4.49)$$

б) факторні ланцюгові абсолютні прирости:

$$\begin{aligned} \Delta K_{d_{65+}}^l &= K_{Mi-1} \times (I_{d_{65+}}^l - 1); \\ \Delta K_{K_{M_{65+}}}^l &= K_{Mi-1} \times I_{d_{65+}}^l \times (I_{K_{M_{65+}}}^l - 1); \\ \Delta K_{k_M}^l &= K_{Mi-1} \times I_{d_{65+}}^l \times I_{K_{M_{65+}}}^l \times (I_{k_M}^l - 1); \end{aligned} \quad (4.50)$$

в) відносні базисні та ланцюгові факторні прирости (%):

$$T_j^b = \frac{\Delta K_j^b}{K_{M0}} \times 100; \quad T_j^l = \frac{\Delta K_j^l}{K_{Mi-1}} \times 100. \quad (4.51)$$

За даними табл. 4.11 побудуємо систему неповних базисних і ланцюгових моделей (4.47) і (4.48) для населення Тернопільської області загалом, а також за статтю і типом поселення зокрема:

а) базисні БІМ:

– для Тернопільської області:

$$\begin{aligned} 2004 \text{ р.}: \quad & \frac{14,45}{14,05} = \frac{0,1652}{0,1428} \times \frac{63,8}{67,8} \times \frac{1,3712}{1,4517} \quad \text{або} \quad 1,028 = 1,1569 \times 0,9410 \times 0,9445; \\ 2005 \text{ р.}: \quad & \frac{15,10}{14,05} = \frac{0,1659}{0,1428} \times \frac{66,3}{67,8} \times \frac{1,3736}{1,4517} \quad \text{або} \quad 1,075 = 1,1618 \times 0,9779 \times 0,9462; \\ 2006 \text{ р.}: \quad & \frac{14,98}{14,05} = \frac{0,1665}{0,1428} \times \frac{65,5}{67,8} \times \frac{1,3730}{1,4517} \quad \text{або} \quad 1,066 = 1,1661 \times 0,9661 \times 0,9458; \end{aligned}$$

– для міських поселень:

$$2004 \text{ р.}: \quad \frac{10,18}{8,96} = \frac{0,1039}{0,0827} \times \frac{61,8}{63,5} \times \frac{1,5836}{1,7076} \quad \text{або} \quad 1,136 = 1,2563 \times 0,9732 \times 0,9274;$$

$$2005 \text{ р.: } \frac{10,46}{8,96} = \frac{0,1061}{0,0827} \times \frac{61,7}{63,5} \times \frac{1,5975}{1,7076} \quad \text{або} \quad 1,167 = 1,2830 \times 0,9717 \times 0,9355 ;$$

$$2006 \text{ р.: } \frac{10,69}{8,96} = \frac{0,1081}{0,0827} \times \frac{62,8}{63,5} \times \frac{1,5739}{1,7076} \quad \text{або} \quad 1,193 = 1,3067 \times 0,9893 \times 0,9217 ;$$

– для сільської місцевості:

$$2004 \text{ р.: } \frac{17,60}{17,87} = \frac{0,2105}{0,1879} \times \frac{64,5}{69,2} \times \frac{1,2970}{1,3742} \quad \text{або} \quad 0,985 = 1,1203 \times 0,9321 \times 0,9438 ;$$

$$2005 \text{ р.: } \frac{18,53}{17,87} = \frac{0,2100}{0,1879} \times \frac{68,0}{69,2} \times \frac{1,2977}{1,3742} \quad \text{або} \quad 1,037 = 1,1176 \times 0,9827 \times 0,9443 ;$$

$$2006 \text{ р.: } \frac{18,17}{17,87} = \frac{0,2100}{0,1879} \times \frac{66,5}{69,2} \times \frac{1,3004}{1,3742} \quad \text{або} \quad 1,017 = 1,1175 \times 0,9610 \times 0,9463 ;$$

– для чоловіків:

$$2004 \text{ р.: } \frac{15,48}{14,54} = \frac{0,1186}{0,0985} \times \frac{78,7}{81,2} \times \frac{1,6588}{1,8178} \quad \text{або} \quad 1,065 = 1,2041 \times 0,9692 \times 0,9125 ;$$

$$2005 \text{ р.: } \frac{16,33}{14,54} = \frac{0,1188}{0,0985} \times \frac{82,2}{81,2} \times \frac{1,6728}{1,8178} \quad \text{або} \quad 1,123 = 1,2061 \times 1,0123 \times 0,9202 ;$$

$$2006 \text{ р.: } \frac{16,03}{14,54} = \frac{0,1190}{0,0985} \times \frac{79,9}{81,2} \times \frac{1,6871}{1,8178} \quad \text{або} \quad 1,103 = 1,2080 \times 0,9840 \times 0,9281 ;$$

– для жінок:

$$2004 \text{ р.: } \frac{13,55}{13,63} = \frac{0,2056}{0,1810} \times \frac{56,3}{61,5} \times \frac{1,1706}{1,2241} \quad \text{або} \quad 0,994 = 1,1359 \times 0,9154 \times 0,9563 ;$$

$$2005 \text{ р.: } \frac{14,04}{13,63} = \frac{0,2069}{0,1810} \times \frac{58,3}{61,5} \times \frac{1,1640}{1,2241} \quad \text{або} \quad 1,030 = 1,1431 \times 0,9480 \times 0,9509 ;$$

$$2006 \text{ р.: } \frac{14,06}{13,63} = \frac{0,2076}{0,1810} \times \frac{58,4}{61,5} \times \frac{1,1601}{1,2241} \quad \text{або} \quad 1,032 = 1,1470 \times 0,9496 \times 0,9477 ;$$

б) ланцюгові БІМ:

– для Тернопільської області:

$$2005 \text{ р.: } \frac{15,10}{14,45} = \frac{0,1659}{0,1652} \times \frac{66,3}{63,8} \times \frac{1,3736}{1,3712} \quad \text{або} \quad 1,045 = 1,0042 \times 1,0392 \times 1,0018 ;$$

$$2006 \text{ р.: } \frac{14,98}{15,10} = \frac{0,1665}{0,1659} \times \frac{65,5}{66,3} \times \frac{1,3730}{1,3736} \quad \text{або} \quad 0,992 = 1,0037 \times 0,9880 \times 0,9996 ;$$

– для міських поселень:

$$2005 \text{ р.: } \frac{10,46}{10,18} = \frac{0,1061}{0,1039} \times \frac{61,7}{61,8} \times \frac{1,5975}{1,5836} \quad \text{або} \quad 1,028 = 1,0212 \times 0,9984 \times 1,0088 ;$$

$$2006 \text{ р.: } \frac{10,69}{10,46} = \frac{0,1081}{0,1061} \times \frac{62,8}{61,7} \times \frac{1,5739}{1,5975} \quad \text{або} \quad 1,022 = 1,0185 \times 1,0182 \times 0,9852 ;$$

– для сільської місцевості:

$$2005 \text{ р.: } \frac{18,53}{17,60} = \frac{0,2100}{0,2105} \times \frac{68,0}{64,5} \times \frac{1,2977}{1,2970} \quad \text{або} \quad 1,053 = 0,9976 \times 1,0543 \times 1,0005 ;$$

$$2006 \text{ р.: } \frac{18,17}{18,53} = \frac{0,2100}{0,2100} \times \frac{66,5}{68,0} \times \frac{1,3004}{1,2977} \quad \text{або} \quad 0,981 = 1,0000 \times 0,9783 \times 1,0021 ;$$

– для чоловіків:

$$2005 \text{ р.: } \frac{16,33}{15,48} = \frac{0,1188}{0,1186} \times \frac{82,2}{78,7} \times \frac{1,6728}{1,6588} \quad \text{або} \quad 1,055 = 1,0017 \times 1,0445 \times 1,0084 ;$$

$$2006 \text{ р.: } \frac{16,03}{16,33} = \frac{0,1190}{0,1188} \times \frac{79,9}{82,2} \times \frac{1,6871}{1,6728} \quad \text{або} \quad 0,982 = 1,0016 \times 0,9715 \times 1,0085 ;$$

– для жінок:

$$2005 \text{ р.: } \frac{14,04}{13,55} = \frac{0,2069}{0,2056} \times \frac{58,3}{56,3} \times \frac{1,1640}{1,1706} \quad \text{або} \quad 1,036 = 1,0063 \times 1,0355 \times 0,9944 ;$$

$$2006 \text{ р.: } \frac{14,06}{14,04} = \frac{0,2076}{0,2069} \times \frac{58,4}{58,3} \times \frac{1,1601}{1,1640} \quad \text{або} \quad 1,001 = 1,0036 \times 1,0014 \times 0,9966 .$$

Неповні трифакторні базисні індексні моделі смертності населення у Тернопільській області дають змогу оцінити вплив кожного фактора в абсолютному і відносному вираженнях (табл. 4.14) на динаміку загального і часткових коефіцієнтів смертності. Результати розрахунків підтверджують, що за наявності певних загальних закономірностей впливу факторів на зміну інтенсивності смертності виявляються також значні їхні відмінності щодо окремих субнаселень. Так, протягом 1994–2006 рр. загальний коефіцієнт смертності збільшився на 0,93 промільного пункту, або 6,6%, що зумовлено протилежно спрямованою дією факторів: зростання рівня старіння населення призвело до збільшення коефіцієнта смертності на 16,7%, водночас зменшення інтенсивності смертності у віці 65 років і більше та частки померлих віком до 65 років сприяло його скороченню на 10,1%.

За вказаний період коефіцієнт смертності міського населення підвищився на 1,73 промільного пункту, або 19,3%, а сільського – лише на 0,3 п. п., або 1,7%. При цьому в міських поселеннях за рахунок значного зростання рівня старіння населення коефіцієнт смертності збільшився на 30,7%, а в сільській місцевості – на 11,8%, проте під впливом зменшення частки померлих віком до 65 років відбулося скорочення коефіцієнта смертності міського населення на 10%, а сільського – на 5,8%.

Таблиця 4.14

Абсолютні та відносні базисні факторні прирости загального і часткових коефіцієнтів смертності у Тернопільській області*

Факторний показник	Абсолютні базисні факторні прирости, п. п.			Відносні базисні факторні прирости, %		
	2004	2005	2006	2004	2005	2006
Тернопільська область						
Коефіцієнт старіння «зверху» (частка осіб у віці 65 років і старші)	2,20	2,27	2,34	15,7	16,2	16,7
Коефіцієнт смертності у віці 65 років і старші	-0,96	-0,36	-0,56	-6,8	-2,6	-4,0
Коефіцієнт перевищення	-0,85	-0,86	-0,86	-6,0	-6,1	-6,1
Загальний коефіцієнт смертності	0,40	1,05	0,93	2,8	7,5	6,6
Міські поселення						
Коефіцієнт старіння «зверху» (частка осіб у віці 65 років і старші)	2,31	2,55	2,75	25,8	28,5	30,7
Коефіцієнт смертності у віці 65 років і старші	-0,30	-0,33	-0,12	-3,4	-3,7	-1,3
Коефіцієнт перевищення	-0,79	-0,72	-0,90	-8,8	-8,0	-10,0
Коефіцієнт смертності міського населення	1,22	1,50	1,73	13,6	16,7	19,3
Сільська місцевість						
Коефіцієнт старіння «зверху» (частка осіб у віці 65 років і старші)	2,15	2,10	2,11	12,0	11,8	11,8
Коефіцієнт смертності у віці 65 років і старші	-1,36	-0,35	-0,78	-7,6	-1,9	-4,4
Коефіцієнт перевищення	-1,06	-1,09	-1,03	-5,9	-6,1	-5,8
Коефіцієнт смертності сільського населення	-0,27	0,66	0,30	-1,5	3,7	1,7
Чоловіки						
Коефіцієнт старіння «зверху» (частка осіб у віці 65 років і старші)	2,97	2,99	3,01	20,4	20,6	20,8
Коефіцієнт смертності у віці 65 років і старші	-0,54	0,21	-0,28	-3,7	1,4	-1,9
Коефіцієнт перевищення	-1,48	-1,41	-1,24	-10,2	-9,7	-8,5
Коефіцієнт смертності чоловіків	0,94	1,79	1,49	6,5	12,3	10,3
Жінки						
Коефіцієнт старіння «зверху» (частка осіб у віці 65 років і старші)	1,85	1,94	2,04	13,6	14,2	15,0
Коефіцієнт смертності у віці 65 років і старші	-1,31	-0,81	-0,82	-9,6	-5,9	-6,0
Коефіцієнт перевищення	-0,62	-0,72	-0,79	-4,5	-5,3	-5,8
Коефіцієнт смертності жінок	-0,08	0,41	0,43	-0,6	3,0	3,2

* Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

У 1994–2006 рр. швидкість зростання коефіцієнта смертності чоловіків була значно вищою, ніж жінок (10,3% проти 3,2%), але у перших він збільшився під впливом підвищення рівня старіння на 20,8%, а в других – на 15%. Проте у чоловіків відбулося значне зменшення коефіцієнта смертності (на 8,5%), зумовлене скороченням частки померлих віком до 65 років, тоді як у жінок – на 5,8%. Слід зазначити, що в останніх також значно

зменшилася інтенсивність смертності у віці 65 років і більше, що привело до скорочення коефіцієнта смертності на 6% (у чоловіків – на 1,9%).

На основі системи вищенаведених неповних ланцюгових трифакторних моделей для оцінювання впливу факторів на динаміку загального і часткових коефіцієнтів смертності населення Тернопільської області обчисливо абсолютні (у промільних пунктах) та відносні (у процентах) факторні прирости результативного показника (табл. 4.15) за формулами (4.50) і (4.51).

Таблиця 4.15

Абсолютні та відносні ланцюгові факторні прирости загального і часткових коефіцієнтів смертності у Тернопільській області*

Факторний показник	Абсолютні ланцюгові факторні прирости, п.п.		Відносні ланцюгові факторні прирости, %	
	2005	2006	2005	2006
Тернопільська область				
Коефіцієнт старіння «зверху»	0,06	0,06	0,4	0,4
Коефіцієнт смертності у віці 65 років і старші	0,56	-0,17	3,9	-1,1
Коефіцієнт перевищення	0,03	-0,01	0,2	0,0
Загальний коефіцієнт смертності	0,65	-0,12	4,5	-0,8
Міські поселення				
Коефіцієнт старіння «зверху»	0,22	0,19	2,1	1,9
Коефіцієнт смертності у віці 65 років і старші	-0,02	0,19	-0,2	1,9
Коефіцієнт перевищення	0,08	-0,16	0,8	-1,5
Коефіцієнт смертності міського населення	0,28	0,23	2,8	2,2
Сільська місцевість				
Коефіцієнт старіння «зверху»	-0,04	0	-0,2	0
Коефіцієнт смертності у віці 65 років і старші	0,95	-0,40	5,4	-2,1
Коефіцієнт перевищення	0,02	0,04	0,1	0,2
Коефіцієнт смертності сільського населення	0,93	-0,36	5,3	-1,9
Чоловіки				
Коефіцієнт старіння «зверху»	0,03	0,03	0,2	0,2
Коефіцієнт смертності у віці 65 років і старші	0,69	-0,47	4,5	-2,9
Коефіцієнт перевищення	0,14	0,14	0,9	0,9
Коефіцієнт смертності чоловіків	0,85	-0,30	5,5	-1,8
Жінки				
Коефіцієнт старіння «зверху»	0,09	0,05	0,6	0,4
Коефіцієнт смертності у віці 65 років і старші	0,48	0,02	3,6	0,1
Коефіцієнт перевищення	-0,08	-0,05	-0,6	-0,4
Коефіцієнт смертності жінок	0,49	0,02	3,6	0,1

* Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Згідно із даними табл. 4.15 можна зробити висновок, що протягом 2005 р. порівняно з 2004 р. загальний коефіцієнт смертності населення збі-

льшився на 0,65 п. п., або 4,5%, що зумовлено однаково спрямованою дією всіх трьох факторів із значним переважанням впливу інтенсивності смертності у віці 65 років і старші (приріст за рахунок цього фактора становив 0,56 п. п., або 86,2% від загального приросту результативного показника).

У міських поселеннях коефіцієнт смертності збільшився на 0,28 п. п., або 2,8%, при цьому головною причиною такої зміни стало підвищення рівня старіння міського населення (факторний приріст дорівнює 0,22 п. п., або 2,1), проте відбулося незначне зменшення інтенсивності смертності у віці 65 років і старші. У сільській місцевості коефіцієнт смертності значно збільшився (на 0,93 п. п., або 5,3%), що зумовлено більшою порівняно з попереднім роком інтенсивністю смертності у віці 65 років і старші (факторний приріст дорівнює 0,95 п. п., або 5,4%). Коефіцієнти смертності у чоловіків і жінок також зросла відповідно на 0,85 і 0,49 п. п., проте темп приросту дещо вищий у перших – 5,5% проти 3,6%. Для обох субнаселень характерним є суттєве переважання впливу одного фактора – інтенсивності смертності у віці 65 років і старші (відносні прирости відповідно становлять 4,5% і 3,6%), але у чоловіків збільшився також рівень смертності у віці до 65 років, що додатково підвищило коефіцієнт їхньої смертності майже на 1%, тоді як у жінок цей фактор зумовив зменшення результативного показника на 0,6%.

Протягом 2006 р. порівняно з 2005 р. загальний коефіцієнт смертності зменшився на 0,12 п. п., або 0,8%, цьому сприяло скорочення інтенсивності смертності у віці 65 років і старші. У міських поселеннях коефіцієнт смертності збільшився на 2,2%, а у сільській місцевості – зменшився на 1,9%. У міського населення підвищення інтенсивності смертності зумовлено однаковою дією двох факторів – коефіцієнта старіння населення та смертності у віці 65 років і старші (факторні прирости становлять 0,19 п. п., або 1,9%), тоді як скорочення смертності у віці до 65 років послабило негативний вплив цих факторів. У сільського населення зменшення інтенсивності смертності у віці 65 років і старші зумовило скорочення часткового коефіцієнта на 0,4 п. п., або 2,1%. За статтю зміна інтенсивності смертності також має протилежне спрямування – зменшення на 1,8% у чоловіків і незначне зростання (на 0,1%) у жінок. При цьому у перших позитивний вплив здійснило скорочення рівня смертності у віці 65 років і старші, а підвищення у віці до 65 років мало негативні наслідки, в інших зменшення інтенсивності смертності було зумовлено скороченням рівня смертності у віці до 65 років, тоді як інші фактори призвели до його зростання.

4.4. Багатофакторний індексний аналіз динаміки шлюбності

З метою оцінювання впливу факторів на рівень і динамку шлюбності населення регіону, а також порівняльного аналізу за статтю і типом поселення доцільно побудувати систему повних і неповних багатофакторних індексних моделей, результативним показником в яких є кількість зареєстрованих шлюбів або коефіцієнт шлюбності (загальний, частковий), а факторними – показники інтенсивності шлюбності (спеціальні та вікові коефіцієнти), а також чисельність окремих груп населення та структурні показники, які характеризують його вікову структуру.

Найбільш узагальненою повною моделлю шлюбності є двофакторна, яка відображає вплив на кількість зареєстрованих шлюбів (H) інтенсивності шлюбності населення шлюбоспроможного віку – 15 років і старші ($K_{H_{15+}}$), а також чисельності шлюбоспроможного контингенту (\bar{S}_{15+}). Загалом таку модель можна подати у вигляді формули:

$$H = \frac{H}{S_{15+}} \times \bar{S}_{15+} = K_{H_{15+}} \times \bar{S}_{15+}. \quad (4.52)$$

На основі моделі (4.52) одержимо такі повні двофакторні індексні моделі шлюбності:

$$\text{– базисна: } \frac{H_i}{H_0} = \frac{K_{H_{15+i}}}{K_{H_{15+0}}} \times \frac{\bar{S}_{15+i}}{\bar{S}_{15+0}} \quad \text{або} \quad I_H^b = I_{K_{H_{15+}}}^b \times I_{\bar{S}_{15+}}^b; \quad (4.53)$$

$$\text{– ланцюгова: } \frac{H_i}{H_{i-1}} = \frac{K_{H_{15+i}}}{K_{H_{15+i-1}}} \times \frac{\bar{S}_{15+i}}{\bar{S}_{15+i-1}} \quad \text{або} \quad I_H^l = I_{K_{H_{15+}}}^l \times I_{\bar{S}_{15+}}^l, \quad (4.54)$$

де I_H^b , I_H^l – базисний і ланцюговий індекси кількості зареєстрованих шлюбів;

$I_{K_{H_{15+}}}^b$, $I_{K_{H_{15+}}}^l$ – базисний і ланцюговий індекси спеціального коефіцієнта шлюбності (коефіцієнта шлюбності у віці 15 років і більше);

$I_{\bar{S}_{15+}}^b$, $I_{\bar{S}_{15+}}^l$ – базисний і ланцюговий індекси чисельності шлюбоспроможного контингенту (населення у віці 15 років і старші).

Неповна двофакторна модель характеризує вплив на загальний коефіцієнт шлюбності (K_H) інтенсивності шлюбності населення віком 15

років і старші (K_{H15+}) та структурного фактора – частки шлюбоспроможного контингенту в загальній чисельності населення (d_{15+}):

$$\frac{H}{S} = \frac{H}{S_{15+}} \times \frac{\bar{S}_{15+}}{S} \quad \text{або} \quad K_H = K_{H15+} \times d_{15+}. \quad (4.55)$$

Відповідно неповні двофакторні індексні моделі загального коефіцієнта шлюбності можна подати таким чином:

$$\text{– базисна: } \frac{K_{H_i}}{K_{H_0}} = \frac{K_{H_{15+i}}}{K_{H_{15+0}}} \times \frac{d_{15+i}}{d_{15+0}} \quad \text{або} \quad I_{K_H}^b = I_{K_{H15+}}^b \times I_{d_{15+}}^b; \quad (4.56)$$

$$\text{– ланцюгова: } \frac{K_{H_i}}{K_{H_{i-1}}} = \frac{K_{H_{15+i}}}{K_{H_{15+i-1}}} \times \frac{d_{15+i}}{d_{15+i-1}} \quad \text{або} \quad I_{K_H}^l = I_{K_{H15+}}^l \times I_{d_{15+}}^l, \quad (4.57)$$

де $I_{K_H}^b$, $I_{K_H}^l$ – базисний і ланцюговий індекси загального або часткового коефіцієнтів шлюбності;

$I_{d_{15+}}^b$, $I_{d_{15+}}^l$ – базисний і ланцюговий індекси частки шлюбоспроможного контингенту.

Вищенаведені повні та неповні моделі можна побудувати для населення регіону загалом, а також міських поселень сільської місцевості зокрема, що дасть змогу порівняти швидкість зміни результативного показника, напрямок і силу впливу факторів на шлюбність у цих субнаселень.

На основі двофакторних індексних моделей (4.53), (4.54), (4.56) і (4.57) можна обчислити абсолютні та відносні прирости кількості зареєстрованих шлюбів і коефіцієнтів шлюбності за формулами:

а) базисні абсолютні факторні прирости:

$$\Delta H_{K_{H15+}}^b = H_0 \times (I_{K_{H15+}}^b - 1); \quad \Delta H_{S_{15+}}^{b-} = H_0 \times I_{K_{H15+}}^b \times (I_{S_{15+}}^{b-} - 1);$$

$$\Delta K_{K_{H15+}}^b = K_{H_0} \times (I_{K_{H15+}}^b - 1); \quad \Delta K_{d_{15+}}^b = K_{H_0} \times I_{K_{H15+}}^b \times (I_{d_{15+}}^b - 1); \quad (4.52)$$

б) ланцюгові абсолютні факторні прирости:

$$\Delta H_{K_{H15+}}^l = H_{i-1} \times (I_{K_{H15+}}^l - 1); \quad \Delta H_{S_{15+}}^{l-} = H_{i-1} \times I_{K_{H15+}}^l \times (I_{S_{15+}}^{l-} - 1);$$

$$\Delta K_{K_{H15+}}^l = K_{H_{i-1}} \times (I_{K_{H15+}}^l - 1); \quad \Delta K_{d_{15+}}^l = K_{H_{i-1}} \times I_{K_{H15+}}^l \times (I_{d_{15+}}^l - 1); \quad (4.53)$$

в) відносні факторні прирости:

– для повних моделей:

$$T_j^b = \frac{\Delta H_j^b}{H_0} \times 100; \quad T_j^l = \frac{\Delta H_j^l}{H_{i-1}} \times 100; \quad (4.60)$$

– для неповних моделей:

$$T_j^b = \frac{\Delta K_j^b}{K_{H0}} \times 100; \quad T_j^l = \frac{\Delta K_j^l}{K_{H_{i-1}}} \times 100. \quad (4.61)$$

Для побудови базисних і ланцюгових багатофакторних індексних моделей шлюбності використаємо динамічну матрицю даних, сформовану за даними форми Ш-3 «Розподіл шлюбів за віком подружжя» за певні роки, а також розподілу населення за віком, статтю і типом поселення у Тернопільській області (дод. Ф). Відповідно до формули (4.52) отримаємо такі повні двофакторні індексні моделі шлюбності:

а) базисні:

– Тернопільська область:

$$2004 \text{ р.: } \frac{7298}{8668} = \frac{7,88}{9,48} \times \frac{925,6}{913,9} \quad \text{або} \quad 0,842 = 0,8312 \times 1,0128;$$

$$2005 \text{ р.: } \frac{8180}{8668} = \frac{8,85}{9,48} \times \frac{924,3}{913,9} \quad \text{або} \quad 0,944 = 0,9335 \times 1,0114;$$

$$2006 \text{ р.: } \frac{8726}{8668} = \frac{9,49}{9,48} \times \frac{919,5}{913,9} \quad \text{або} \quad 1,007 = 1,0011 \times 1,0061;$$

– міські поселення:

$$2004 \text{ р.: } \frac{3674}{4137} = \frac{9,26}{10,59} \times \frac{396,8}{390,8} \quad \text{або} \quad 0,888 = 0,8744 \times 1,0154;$$

$$2005 \text{ р.: } \frac{4245}{4137} = \frac{10,70}{10,59} \times \frac{396,6}{390,8} \quad \text{або} \quad 1,026 = 1,0104 \times 1,0148;$$

$$2006 \text{ р.: } \frac{4458}{4137} = \frac{11,23}{10,59} \times \frac{396,8}{390,8} \quad \text{або} \quad 1,078 = 1,0604 \times 1,0154;$$

– сільська місцевість:

$$2004 \text{ р.: } \frac{3624}{4531} = \frac{6,85}{8,66} \times \frac{528,8}{523,0} \quad \text{або} \quad 0,780 = 0,7910 \times 1,0111;$$

$$2005 \text{ р.: } \frac{3935}{4531} = \frac{7,46}{8,66} \times \frac{527,6}{523,0} \quad \text{або} \quad 0,868 = 0,8614 \times 1,0088;$$

$$2006 \text{ р.: } \frac{4268}{4531} = \frac{8,12}{8,66} \times \frac{525,7}{523,0} \quad \text{або} \quad 0,942 = 0,9376 \times 1,0052;$$

б) ланцюгові:

– Тернопільська область:

$$2005 \text{ р.: } \frac{8180}{7298} = \frac{8,85}{7,88} \times \frac{924,3}{925,6} \quad \text{або} \quad 1,121 = 1,1230 \times 0,9985;$$

$$2006 \text{ р.: } \frac{8726}{8180} = \frac{9,49}{8,85} \times \frac{919,5}{924,3} \quad \text{або} \quad 1,067 = 1,0723 \times 0,9948;$$

– міські поселення:

$$2005 \text{ р.: } \frac{4245}{3674} = \frac{10,70}{9,26} \times \frac{396,6}{396,8} \quad \text{або} \quad 1,155 = 1,1555 \times 0,9995;$$

$$2006 \text{ р.: } \frac{4458}{4245} = \frac{11,23}{10,70} \times \frac{396,8}{396,6} \quad \text{або} \quad 1,050 = 1,0495 \times 1,0005;$$

– сільська місцевість:

$$2005 \text{ р.: } \frac{3935}{3624} = \frac{7,46}{6,85} \times \frac{527,6}{528,8} \quad \text{або} \quad 1,086 = 1,0891 \times 0,9977;$$

$$2006 \text{ р.: } \frac{4268}{3935} = \frac{8,12}{7,46} \times \frac{525,7}{527,6} \quad \text{або} \quad 1,085 = 1,0885 \times 0,9964.$$

Аналіз одержаних повних базисних моделей підтверджує, що в регіоні протягом 2004 – 2005 рр. порівняно з 1994 р. кількість зареєстрованих шлюбів зменшилася, зокрема у високосному 2004 р. (відповідно на 15,8% і 5,6%), що зумовлено скорочення інтенсивності шлюбності у віці 15 років і більше, проте незначне зростання шлюбоспроможного контингенту дещо уповільнило швидкість зменшення рівня шлюбності, а в 2006 р. значення результативного показника збільшилося на 0,7% під впливом обох факторів.

Як у міських поселеннях, так і в сільській місцевості протягом 2004 р. кількість зареєстрованих шлюбів порівняно з 1994 р. значно зменшилася, причому більше у сільській місцевості (відповідно на 11,2% і 22%), що підтверджує тезу про небажання сільського населення одружуватися у високосному році. Кількість шлюбів у міського населення в 2005 р. і 2006 р. перевищує цей показник у 1994 р. на 2,6% і 7,8%, що зумовлено як зростанням спеціального коефіцієнта шлюбності, так і чисельності шлюбоспроможного контингенту. У сільській місцевості протягом цього періоду зберігався нижчий рівень шлюбності, ніж у 1994 р. (відповідно на 13,2% і 5,8%), через негативний вплив скорочення інтенсивності шлюбності у шлюбоспроможному віці, хоча чисельність сільського населення у віці 15 років і старші повільно збільшувалася.

На основі даних дод. Ф отримаємо такі неповні двофакторні індексні моделі (4.56) і (4.57), які характеризують зміну загального або часткового коефіцієнта шлюбності під впливом динаміки спеціального коефі-

цієнта шлюбності (інтенсивний фактор) і частки шлюбоспроможного контингенту (екстенсивний структурний фактор):

а) базисні:

– Тернопільська область:

$$2004 \text{ р.: } \frac{6,52}{7,40} = \frac{7,88}{9,48} \times \frac{0,8265}{0,7800} \quad \text{або} \quad 0,881 = 0,8312 \times 1,0596;$$

$$2005 \text{ р.: } \frac{7,35}{7,40} = \frac{8,85}{9,48} \times \frac{0,8308}{0,7800} \quad \text{або} \quad 0,994 = 0,9335 \times 1,0651;$$

$$2006 \text{ р.: } \frac{7,89}{7,40} = \frac{9,49}{9,48} \times \frac{0,8318}{0,7800} \quad \text{або} \quad 1,067 = 1,0011 \times 1,0664;$$

– міські поселення:

$$2004 \text{ р.: } \frac{7,73}{8,23} = \frac{9,26}{10,59} \times \frac{0,8348}{0,7776} \quad \text{або} \quad 0,939 = 0,8744 \times 1,0736;$$

$$2005 \text{ р.: } \frac{8,97}{8,23} = \frac{10,70}{10,59} \times \frac{0,8385}{0,7776} \quad \text{або} \quad 1,090 = 1,0104 \times 1,0783;$$

$$2006 \text{ р.: } \frac{9,45}{8,23} = \frac{11,23}{10,59} \times \frac{0,8416}{0,7776} \quad \text{або} \quad 1,148 = 1,0604 \times 1,0823;$$

– сільська місцевість:

$$2004 \text{ р.: } \frac{5,62}{6,77} = \frac{6,85}{8,66} \times \frac{0,8206}{0,7816} \quad \text{або} \quad 0,830 = 0,7910 \times 1,0499;$$

$$2005 \text{ р.: } \frac{6,15}{6,77} = \frac{7,46}{8,66} \times \frac{0,8249}{0,7816} \quad \text{або} \quad 0,908 = 0,8613 \times 1,0553;$$

$$2006 \text{ р.: } \frac{6,73}{6,77} = \frac{8,12}{8,66} \times \frac{0,8292}{0,7816} \quad \text{або} \quad 0,994 = 0,9375 \times 1,0608;$$

б) ланцюгові:

$$2005 \text{ р.: } \frac{7,35}{6,52} = \frac{8,85}{7,88} \times \frac{0,8308}{0,8265} \quad \text{або} \quad 1,127 = 1,1230 \times 1,0051;$$

$$2006 \text{ р.: } \frac{7,89}{7,35} = \frac{9,49}{8,85} \times \frac{0,8318}{0,8308} \quad \text{або} \quad 1,073 = 1,0723 \times 1,0012;$$

– міські поселення:

$$2005 \text{ р.: } \frac{8,97}{7,73} = \frac{10,70}{9,26} \times \frac{0,8385}{0,8348} \quad \text{або} \quad 1,160 = 1,1555 \times 1,0044;$$

$$2006 \text{ р.: } \frac{9,45}{8,97} = \frac{11,23}{10,70} \times \frac{0,8416}{0,8385} \quad \text{або} \quad 1,054 = 1,0495 \times 1,0037;$$

– сільська місцевість:

$$2005 \text{ р.: } \frac{6,15}{5,62} = \frac{7,46}{6,85} \times \frac{0,8249}{0,8206} \quad \text{або} \quad 1,094 = 1,0890 \times 1,0051;$$

$$2006 \text{ р.: } \frac{6,73}{6,15} = \frac{8,12}{7,46} \times \frac{0,8292}{0,8249} \quad \text{або} \quad 1,094 = 1,0885 \times 1,0052.$$

Шлюбність населення значною мірою залежить від статеві-вікового складу населення шлюбоспроможного віку, а також від вікової інтенсивності шлюбності. Оскільки найвища інтенсивність шлюбності спостерігається у чоловіків і жінок віком до 30 років, слід конкретизувати двофакторні моделі і побудувати повні та неповні, які можна подати у вигляді таких формул:

– повна п'ятифакторна модель:

$$H = \bar{S} \times \frac{\bar{S}_{15+}}{\bar{S}} \times \frac{\bar{S}_{15-29}}{\bar{S}_{15+}} \times \frac{H_{15-29}}{\bar{S}_{15-29}} \times \frac{H}{H_{15-29}} \quad \text{або} \quad H = \bar{S} \times d_{15+} \times d_{15-29} \times K_{H_{15-29}} \times k_H; \quad (4.62)$$

– неповна чотирифакторна модель:

$$\frac{H}{\bar{S}} = \frac{\bar{S}_{15+}}{\bar{S}} \times \frac{\bar{S}_{15-29}}{\bar{S}_{15+}} \times \frac{H_{15-29}}{\bar{S}_{15-29}} \times \frac{H}{H_{15-29}} \quad \text{або} \quad K_H = d_{15+} \times d_{15-29} \times K_{H_{15-29}} \times k_H, \quad (4.63)$$

де \bar{S}_{15-29} – середньорічна чисельність населення віком 15–29 років;

H_{15-29} – кількість осіб, які зареєстрували шлюб у віці 15–29 років;

d_{15-29} – частка осіб віком 15–29 років у шлюбоспроможному контингенті;

$K_{H_{15-29}}$ – коефіцієнт шлюбності населення у віці 15–29 років;

k_H – коефіцієнт перевищення, який характеризує шлюбність населення у віці 30 років і старші:

$$k_H = \frac{H}{H_{15-29}} = \frac{H_{15-29} + H_{30+}}{H_{15-29}} = 1 + \frac{H_{30+}}{H_{15-29}}.$$

Відповідно до формули (4.62) отримаємо базисну або ланцюгову повну п'ятифакторну індексну модель, яка відображає залежність кількості зареєстрованих шлюбів від певних інтенсивних і екстенсивних факторів:

– базисна БІМ:

$$\frac{H_i}{H_0} = \frac{\bar{S}_i}{\bar{S}_0} \times \frac{d_{15+i}}{d_{15+0}} \times \frac{d_{15-29 i}}{d_{15-29 0}} \times \frac{K_{H_{15-29 i}}}{K_{H_{15-29 0}}} \times \frac{k_{H i}}{k_{H 0}}$$

або $I_H^b = I_{\bar{S}}^b \times I_{d_{15+}}^b \times I_{d_{15-29}}^b \times I_{K_{H_{15-29}}}^b \times I_{k_H}^b; \quad (4.64)$

– ланцюгова БІМ:

$$\frac{H_i}{H_{i-1}} = \frac{\bar{S}_i}{\bar{S}_{i-1}} \times \frac{d_{15+i}}{d_{15+i-1}} \times \frac{d_{15-29 i}}{d_{15-29 i-1}} \times \frac{K_{H_{15-29} i}}{K_{H_{15-29} i-1}} \times \frac{k_{H i}}{k_{H i-1}}$$

$$\text{або } I_H^l = I_{\bar{S}}^l \times I_{d_{15+}}^l \times I_{d_{15-29}}^l \times I_{K_{15-29}}^l \times I_{k_H}^l, \quad (4.65)$$

де $I_H^b, I_{\bar{S}}^b, I_{d_{15+}}^b, I_{d_{15-29}}^b, I_{K_{15-29}}^b, I_{k_H}^b$ – відповідно базисні індекси кількості зареєстрованих шлюбів, середньорічної чисельності населення, частки шлюбоспроможного контингенту, частки населення віком 15–29 років у шлюбоспроможному контингенті, коефіцієнта шлюбності у віці 15–29 років, коефіцієнта перевищення;

$I_H^l = I_{\bar{S}}^l \times I_{d_{15+}}^l \times I_{d_{15-29}}^l \times I_{K_{15-29}}^l \times I_{k_H}^l$ – відповідно ланцюгові індекси кількості зареєстрованих шлюбів, середньорічної чисельності населення, частки шлюбоспроможного контингенту, частки населення віком 15–29 років у шлюбоспроможному контингенті, коефіцієнта шлюбності у віці 15–29 років, коефіцієнта перевищення.

На основі повних багатofакторних індексних моделей (4.64) і (4.65) можна обчислити абсолютні та відносні прирости кількості зареєстрованих шлюбів, зумовлені впливом вищезазначених факторів (ΔH_j^b), за такими формулами:

а) базисні абсолютні факторні прирости:

$$\begin{aligned} \Delta H_{\bar{S}}^b &= H_0 \times (I_{\bar{S}}^b - 1); \\ \Delta H_{d_{15+}}^b &= H_0 \times I_{\bar{S}}^b \times (I_{d_{15+}}^b - 1); \\ \Delta H_{d_{15-29}}^b &= H_0 \times I_{\bar{S}}^b \times I_{d_{15+}}^b \times (I_{d_{15-29}}^b - 1); \\ \Delta H_{K_{H_{15-29}}}^b &= H_0 \times I_{\bar{S}}^b \times I_{d_{15+}}^b \times I_{d_{15-29}}^b \times (I_{K_{H_{15-29}}}^b - 1); \\ \Delta H_{k_H}^b &= H_0 * I_{\bar{S}}^b * I_{d_{15+}}^b * I_{d_{15-29}}^b * I_{K_{H_{15-29}}}^b * (I_{k_H}^b - 1); \end{aligned} \quad (4.66)$$

б) ланцюгові абсолютні факторні прирости:

$$\begin{aligned} \Delta H_{\bar{S}}^l &= H_0 \times (I_{\bar{S}}^l - 1); \\ \Delta H_{d_{15+}}^l &= H_0 \times I_{\bar{S}}^l \times (I_{d_{15+}}^l - 1); \\ \Delta H_{d_{15-29}}^l &= H_0 \times I_{\bar{S}}^l \times I_{d_{15+}}^l \times (I_{d_{15-29}}^l - 1); \\ \Delta H_{K_{H_{15-29}}}^l &= H_0 \times I_{\bar{S}}^l \times I_{d_{15+}}^l \times I_{d_{15-29}}^l \times (I_{K_{H_{15-29}}}^l - 1); \\ \Delta H_{k_H}^l &= H_0 \times I_{\bar{S}}^l \times I_{d_{15+}}^l \times I_{d_{15-29}}^l \times I_{K_{H_{15-29}}}^l \times (I_{k_H}^l - 1). \end{aligned} \quad (4.67)$$

Відносні прирости кількості зареєстрованих шлюбів (базисні та ланцюгові), зумовлені дією вміщених у модель факторів, можна розраховувати на основі абсолютних факторних приростів за формулами (4.60).

Базуючись на вихідних даних дод. Ф, отримаємо такі повні базисні п'ятифакторні моделі шлюбності за статтю:

а) чоловіки:

2004 р.:

$$\frac{7298}{8668} = \frac{519,5}{543,6} \times \frac{0,8089}{0,7626} \times \frac{0,3008}{0,2936} \times \frac{44,94}{58,32} \times \frac{1,2849}{1,2210} \text{ або } 0,842 = 0,9557 \times 1,0607 \times 1,0245 \times 0,7706 \times 1,0523;$$

2005 р.:

$$\frac{8180}{8668} = \frac{516,1}{543,6} \times \frac{0,8134}{0,7626} \times \frac{0,3009}{0,2936} \times \frac{50,46}{58,32} \times \frac{1,2835}{1,2210} \text{ або } 0,944 = 0,9494 \times 1,0666 \times 1,0249 \times 0,8652 \times 1,0512;$$

2006 р.:

$$\frac{8726}{8668} = \frac{512,8}{543,6} \times \frac{0,8114}{0,7626} \times \frac{0,3035}{0,2936} \times \frac{54,32}{58,32} \times \frac{1,2722}{1,2210} \text{ або } 1,007 = 0,9433 \times 1,0640 \times 1,0337 \times 0,9314 \times 1,0419;$$

б) жінки:

2004 р.:

$$\frac{7298}{8668} = \frac{600,4}{628,1} \times \frac{0,8419}{0,7979} \times \frac{0,2526}{0,2382} \times \frac{49,76}{63,98} \times \frac{1,1489}{1,1393} \text{ або } 0,842 = 0,9559 \times 1,0591 \times 1,0605 \times 0,7777 \times 1,0084;$$

2005 р.:

$$\frac{8180}{8668} = \frac{596,5}{628,1} \times \frac{0,8458}{0,7979} \times \frac{0,2526}{0,2382} \times \frac{55,72}{63,98} \times \frac{1,1518}{1,1393} \text{ або } 0,944 = 0,9497 \times 1,0640 \times 1,0605 \times 0,8709 \times 1,0110;$$

2006 р.:

$$\frac{8726}{8668} = \frac{592,7}{628,1} \times \frac{0,8493}{0,7979} \times \frac{0,2529}{0,2382} \times \frac{59,73}{63,98} \times \frac{1,1476}{1,1393} \text{ або } 1,007 = 0,9436 \times 1,0684 \times 1,0617 \times 0,9336 \times 1,0073.$$

Розраховані на основі отриманих базисних моделей за вищенаведеними формулами абсолютні та відносні прирости кількості зареєстрованих шлюбів (табл. 4.17) підтверджують, що як у чоловіків, так і в жінок головним фактором, який зумовив зменшення результативного показника, є скорочення інтенсивності шлюбності у віці 15–29 років, проте позитивним моментом вважаємо те, що і в абсолютному, і у відносному вираженнях негативний вплив цього фактора послаблюється. До зменшення кількості шлюбів призводить також скорочення чисельності як чоловіків, так і жінок, проте структурні фактори сприяють її зростанню. Так, у 2006 р. порівняно з 1994 р. під впливом підвищення частки чоловіків і жінок шлюбоспроможного віку, а також їхньої частки у віці 15–29 років, кількість зареєстрованих шлюбів зросла відповідно на 9,4% і 12,7%. У чоло-

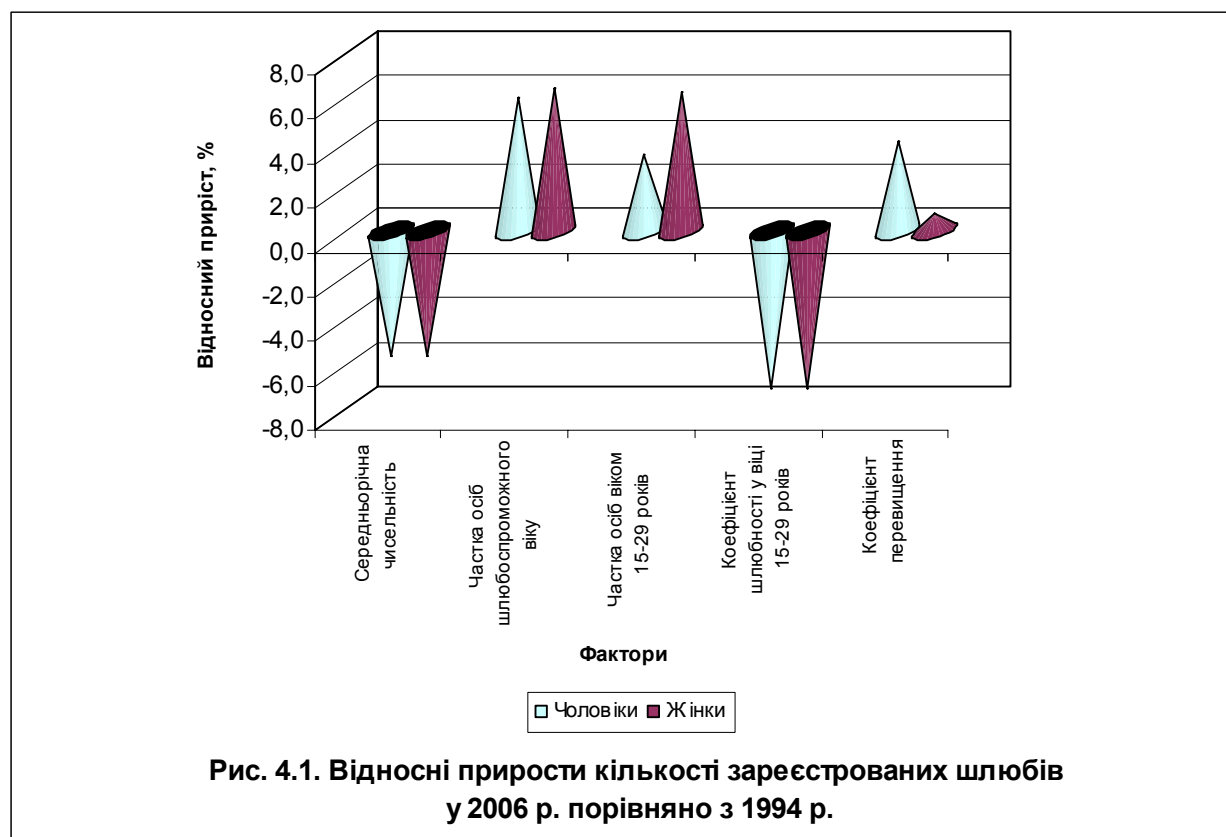
віків позитивний вплив здійснило підвищення рівня шлюбності у віці понад 30 років, проте у жінок дія цього фактора була незначною (рис. 4.1).

Таблиця 4.17

Абсолютні та відносні базисні факторні прирости кількості зареєстрованих шлюбів у Тернопільській області*

Факторний показник	Абсолютні базисні факторні прирости, од.			Відносні базисні факторні прирости, %		
	2004	2005	2006	2004	2005	2006
Чоловіки						
Середньорічна чисельність	-385	-440	-491	-4,4	-5,1	-5,7
Частка осіб шлюбоспроможного віку	503	548	522	5,8	6,3	6,0
Частка осіб віком 15–29 років	215	219	293	2,5	2,5	3,4
Коефіцієнт шлюбності у віці 15–29 років	-2066	-1213	-617	-23,8	-14,0	-7,1
Коефіцієнт перевищення	363	399	351	4,2	4,6	4,0
Жінки						
Середньорічна чисельність	-382	-436	-489	-4,4	-5,0	-5,6
Частка осіб шлюбоспроможного віку	490	527	559	5,6	6,1	6,5
Частка осіб віком 15–29 років	531	530	539	6,1	6,1	6,2
Коефіцієнт шлюбності у віці 15–29 років	-2069	-1198	-616	-23,9	-13,8	-7,1
Коефіцієнт перевищення	61	89	64	0,7	1,0	0,7

* Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.



Для оцінювання впливу факторів на динаміку кількості зареєстрованих шлюбів порівняно з попереднім роком побудуємо ланцюгові п'ятифакторні моделі (4.65) за статтю:

а) чоловіки:

2005 р.:

$$\frac{8180}{7298} = \frac{516,1}{519,5} \times \frac{0,8134}{0,8089} \times \frac{0,3009}{0,3008} \times \frac{50,46}{44,94} \times \frac{1,2835}{1,2849} \text{ або } 1,121 = 0,9935 \times 1,0056 \times 1,0003 \times 1,1228 \times 0,9989;$$

2006 р.:

$$\frac{8726}{8180} = \frac{512,8}{516,1} \times \frac{0,8114}{0,8134} \times \frac{0,3035}{0,3009} \times \frac{54,32}{50,46} \times \frac{1,2722}{1,2835} \text{ або } 1,067 = 0,9936 \times 0,9975 \times 1,0086 \times 1,0765 \times 0,9912;$$

б) жінки:

2005 р.:

$$\frac{8180}{7298} = \frac{596,5}{600,4} \times \frac{0,8458}{0,8419} \times \frac{0,2526}{0,2526} \times \frac{55,72}{49,76} \times \frac{1,1518}{1,1489} \text{ або } 1,121 = 0,9935 \times 1,0046 \times 1,0000 \times 1,1198 \times 1,0025;$$

2006 р.:

$$\frac{8726}{8180} = \frac{592,7}{596,5} \times \frac{0,8493}{0,8458} \times \frac{0,2529}{0,2526} \times \frac{59,73}{55,72} \times \frac{1,1476}{1,1518} \text{ або } 1,067 = 0,9936 \times 1,0041 \times 1,0012 \times 1,0720 \times 0,9964.$$

Одержані повні ланцюгові п'ятифакторні індексні моделі динаміки кількості зареєстрованих шлюбів за статтю підтверджують, що протягом 2005 р. порівняно з попереднім роком як у чоловіків, так і в жінок значний позитивний вплив здійснив один фактор – інтенсивність шлюбності у віці 15–29 років, яка відповідно збільшилася на 12,3% і 12%, тоді як інші фактори не відіграли значної ролі. У 2006 р. ситуація була аналогічною, тільки швидкість зростання інтенсивності шлюбності у віці 15–29 років зменшилася (приріст вікового коефіцієнта шлюбності становив у чоловіків 7,7%, у жінок – 7,2%).

Розраховані за формулами (4.60) ланцюгові факторні прирости кількості зареєстрованих шлюбів в абсолютному та відносному вираженнях (табл. 4.18) підтверджують висновки, зроблені на основі вищенаведених моделей, та свідчать про подібність впливу факторів у чоловіків і жінок. Відмінності щодо напрямку та сили впливу факторів за статтю в 2006 р. можна зобразити графічно (рис. 4.2).

Абсолютні та відносні ланцюгові факторні прирости
кількості зареєстрованих шлюбів у Тернопільській області*

Факторний показник	Абсолютні ланцюгові факторні прирости, од.		Відносні ланцюгові факторні прирости, %	
	2005	2006	2005	2006
Чоловіки				
Середньорічна чисельність	-47	-52	-0,6	-0,6
Частка осіб шлюбоспроможного віку	41	-20	0,6	-0,2
Частка осіб віком 15–29 років	2	70	0,0	0,9
Коефіцієнт шлюбності у віці 15–29 років	896	626	12,3	7,6
Коефіцієнт перевищення	-9	-77	-0,1	-0,9
Жінки				
Середньорічна чисельність	-47	-52	-0,6	-0,6
Частка осіб шлюбоспроможного віку	33	33	0,5	0,4
Частка осіб віком 15–29 років	0	10	0,0	0,1
Коефіцієнт шлюбності у віці 15–29 років	873	587	12,0	7,2
Коефіцієнт перевищення	20	-32	0,3	-0,4

* Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

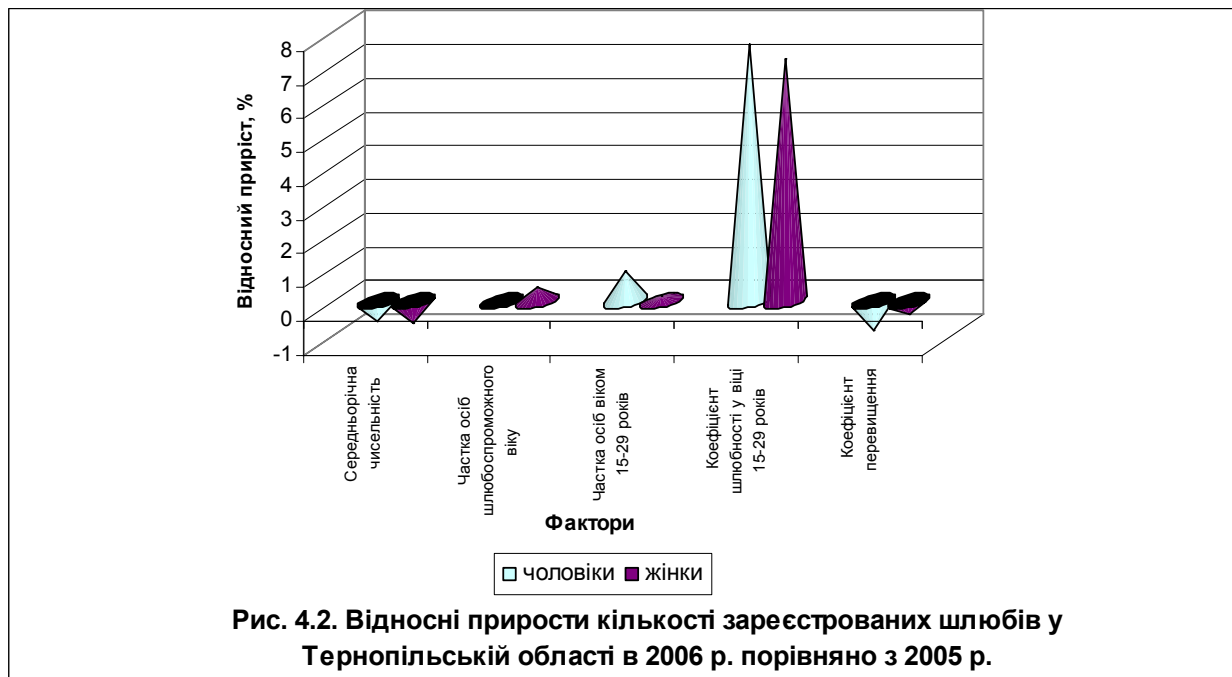


Рис. 4.2. Відносні прирости кількості зареєстрованих шлюбів у Тернопільській області в 2006 р. порівняно з 2005 р.

З метою оцінювання дії факторів на динаміку часткових коефіцієнтів шлюбності за статтю побудуємо систему неповних чотирифакторних індексних моделей:

а) базисна БІМ:

$$\frac{K_{Hi}}{K_{H0}} = \frac{d_{15+i}}{d_{15+0}} \times \frac{d_{15-29+i}}{d_{15-29+0}} \times \frac{K_{H15-29+i}}{K_{H15-29+0}} \times \frac{k_{Hi}}{k_{H0}}$$

або $I_{KH}^b = I_{d_{15+}}^b \times I_{d_{15-29}}^b \times I_{K_{15-29}}^b \times I_{k_H}^b$; (4.68)

б) ланцюгова БІМ:

$$\frac{K_{Hi}}{K_{Hi-1}} = \frac{d_{15+i}}{d_{15+i-1}} \times \frac{d_{15-29i}}{d_{15-29i-1}} \times \frac{K_{H15-29i}}{K_{H15-29i-1}} \times \frac{k_{Hi}}{k_{Hi-1}}$$

або $I_{KH}^l = I_{d15+}^l \times I_{d15-29}^l \times I_{K15-29}^l \times I_{kH}^l$,

(4.69)

де I_{KH}^b , I_{KH}^l – відповідно базисний і ланцюговий індекси часткового коефіцієнта шлюбності.

На основі моделей (4.68) і (4.69) можна оцінити вплив кожного фактора в абсолютному і відносному вираженнях шляхом розрахунку абсолютних (у промільних пунктах) і відносних (у процентах) факторних приростів часткових коефіцієнтів шлюбності за такими формулами:

а) базисні абсолютні факторні прирости:

$$\begin{aligned} \Delta K_{Hd15+}^b &= K_{H0} \times (I_{d15+}^b - 1); \\ \Delta K_{Hd15-29}^b &= K_{H0} \times I_{d15+}^b \times (I_{d15-29}^b - 1); \\ \Delta K_{HKH15-29}^b &= K_{H0} \times I_{d15+}^b \times I_{d15-29}^b \times (I_{KH15-29}^b - 1); \\ \Delta K_{HkH}^b &= K_{H0} \times I_{d15+}^b \times I_{d15-29}^b \times I_{KH15-29}^b \times (I_{kH}^b - 1); \end{aligned}$$
(4.70)

б) ланцюгові абсолютні факторні прирости:

$$\begin{aligned} \Delta K_{Hd15+}^l &= K_{H0} \times (I_{d15+}^l - 1); \\ \Delta K_{Hd15-29}^l &= K_{H0} \times I_{d15+}^l \times (I_{d15-29}^l - 1); \\ \Delta K_{HKH15-29}^l &= K_{H0} \times I_{d15+}^l \times I_{d15-29}^l \times (I_{KH15-29}^l - 1); \\ \Delta K_{HkH}^l &= K_{H0} \times I_{d15+}^l \times I_{d15-29}^l \times I_{KH15-29}^l \times (I_{kH}^l - 1). \end{aligned}$$
(4.71)

Відносні прирости визначимо як відношення відповідного абсолютного базисного або ланцюгового факторного приросту до часткового коефіцієнта шлюбності у базисному або попередньому році (у процентах).

На основі вихідних даних (див. дод. Ф) одержимо такі неповні чотирифакторні індексні моделі динаміки коефіцієнта шлюбності за статтю:

а) базисні неповні БІМ:

– для чоловіків:

2004 р.:

$$\frac{14,05}{15,95} = \frac{0,8089}{0,7626} \times \frac{0,3008}{0,2936} \times \frac{44,94}{58,32} \times \frac{1,2849}{1,2210} \quad \text{або} \quad 0,881 = 1,0607 \times 1,0245 \times 0,7706 \times 1,0523;$$

2005 р.:

$$\frac{15,85}{15,95} = \frac{0,8134}{0,7626} \times \frac{0,3009}{0,2936} \times \frac{50,46}{58,32} \times \frac{1,2835}{1,2210} \quad \text{або} \quad 0,994 = 1,0666 \times 1,0249 \times 0,8652 \times 1,0512;$$

2006 р.:

$$\frac{17,02}{15,95} = \frac{0,8114}{0,7626} \times \frac{0,3035}{0,2936} \times \frac{54,32}{58,32} \times \frac{1,2722}{1,2210} \text{ або } 1,067 = 1,0640 \times 1,0337 \times 0,9314 \times 1,0419;$$

– для жінок:

2004 р.:

$$\frac{12,16}{13,80} = \frac{0,8419}{0,7979} \times \frac{0,2526}{0,2382} \times \frac{49,76}{63,98} \times \frac{1,1489}{1,1393} \text{ або } 0,881 = 1,0591 \times 1,0605 \times 0,7777 \times 1,0084;$$

2005 р.:

$$\frac{13,71}{13,80} = \frac{0,8458}{0,7979} \times \frac{0,2526}{0,2382} \times \frac{55,72}{63,98} \times \frac{1,1518}{1,1393} \text{ або } 0,994 = 1,0640 \times 1,0605 \times 0,8709 \times 1,0110;$$

2006 р.:

$$\frac{14,72}{13,80} = \frac{0,8493}{0,7979} \times \frac{0,2529}{0,2382} \times \frac{59,73}{63,98} \times \frac{1,1476}{1,1393} \text{ або } 1,067 = 1,0684 \times 1,0617 \times 0,9336 \times 1,0073;$$

б) ланцюгові неповні БІМ:

– для чоловіків:

2005 р.:

$$\frac{15,85}{14,05} = \frac{0,8134}{0,8089} \times \frac{0,3009}{0,3008} \times \frac{50,46}{44,94} \times \frac{1,2835}{1,2849} \text{ або } 1,127 = 1,0056 \times 1,0003 \times 1,1228 \times 0,9989;$$

2006 р.:

$$\frac{17,02}{15,85} = \frac{0,8114}{0,8134} \times \frac{0,3035}{0,3009} \times \frac{54,32}{50,46} \times \frac{1,2722}{1,2835} \text{ або } 1,074 = 0,9975 \times 1,0086 \times 1,0765 \times 0,9912;$$

– для жінок:

2005 р.:

$$\frac{13,71}{12,16} = \frac{0,8458}{0,8419} \times \frac{0,2526}{0,2526} \times \frac{55,72}{49,76} \times \frac{1,1518}{1,1489} \text{ або } 1,127 = 1,0046 \times 1,0000 \times 1,1198 \times 1,0025;$$

2006 р.:

$$\frac{14,72}{13,71} = \frac{0,8493}{0,8458} \times \frac{0,2529}{0,2526} \times \frac{59,73}{55,72} \times \frac{1,1476}{1,1518} \text{ або } 1,074 = 1,0041 \times 1,0012 \times 1,0720 \times 0,9964.$$

На основі побудованих неповних чотирифакторних базисних індексних моделей оцінимо вплив кожного фактора на динаміку коефіцієнтів шлюбності чоловіків і жінок в абсолютному та відносному вираженнях (табл. 4.19) за формулами (4.70).

Таблиця 4.19

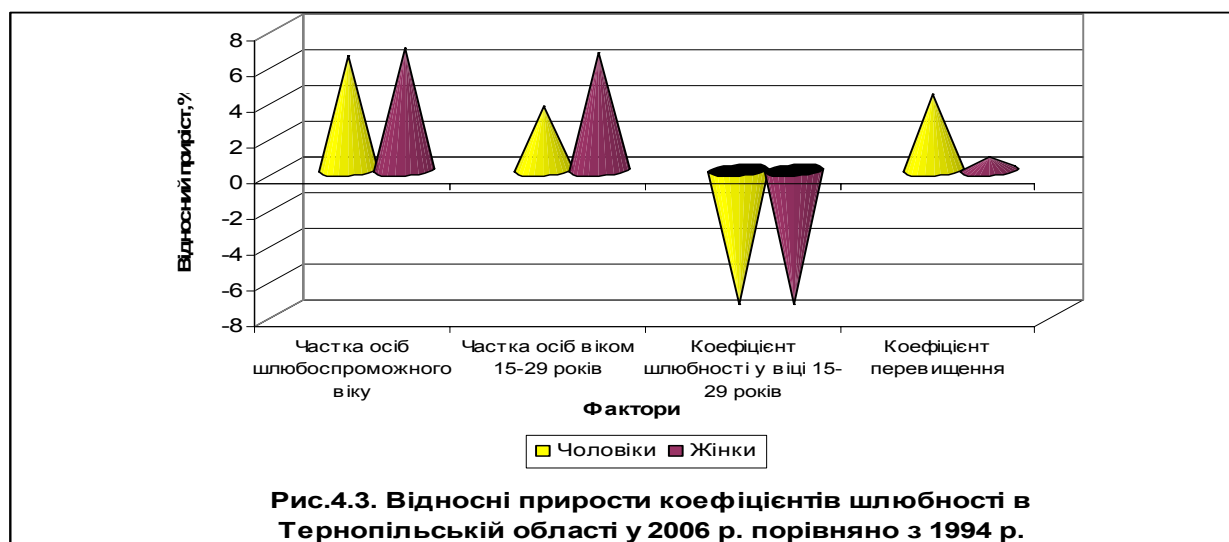
Абсолютні та відносні базисні факторні прирости
часткових коефіцієнтів шлюбності у Тернопільській області*

Факторні та результативний показники	Абсолютні базисні факторні прирости, п. п.			Відносні базисні факторні прирости, %		
	2004	2005	2006	2004	2005	2006
Чоловіки						
Частка осіб шлюбоспроможного віку	0,97	1,06	1,02	6,1	6,7	6,4
Частка осіб віком 15–29 років	0,41	0,42	0,57	2,6	2,7	3,6
Коефіцієнт шлюбності у віці 15–29 років	-3,98	-2,35	-1,20	-24,9	-14,8	-7,5
Коефіцієнт перевищення	0,69	0,76	0,68	4,3	4,9	4,3
Коефіцієнт шлюбності чоловіків	-1,90	-0,10	1,07	-11,9	-0,6	6,7
Жінки						
Частка осіб шлюбоспроможного віку	0,82	0,88	0,94	5,9	6,4	6,8
Частка осіб віком 15–29 років	0,88	0,89	0,91	6,4	6,4	6,6
Коефіцієнт шлюбності у віці 15–29 років	-3,45	-2,01	-1,04	-25,0	-14,6	-7,5
Коефіцієнт перевищення	0,10	0,15	0,11	0,7	1,1	0,8
Коефіцієнт шлюбності жінок	-1,64	-0,09	0,92	-11,9	-0,6	6,7

* Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Результати розрахунків підтверджують, що впродовж 1994–2004 рр. коефіцієнт шлюбності чоловіків зменшився на 1,90 п. п., а жінок – на 1,64 п. п., в обох випадках – на 11,9%. Значне скорочення рівня шлюбності зумовлено дією одного фактора – суттєвим зменшенням інтенсивності шлюбності у віці 15–29 років переважно через високосний рік (відносний вплив становив 24,9% у чоловіків і 25% у жінок). Структурні фактори (зростання частки шлюбоспроможного контингенту, частки осіб віком 15–29 років і частки шлюбів, зареєстрованих у віці понад 30 років) привели до збільшення коефіцієнта шлюбності як у чоловіків, так і в жінок на 13%, але у перших визначено більш значний вплив шлюбності у віці понад 30 років (4,3% проти 0,7% у жінок), а в других – частки осіб віком 15–49 років (6,4% проти 2,6% у чоловіків). Вплив вищезазначених факторів на динаміку часткових коефіцієнтів шлюбності в 2006 р. у відносному вираженні зобразимо графічно (рис. 4.3).

Для оцінювання впливу факторів на динаміку коефіцієнтів шлюбності чоловіків і жінок порівняно з попереднім роком доцільно використати вищенаведені ланцюгові моделі, а також розрахувати абсолютні та відносні факторні прирости (табл. 4.20).



Таблиця 4.20

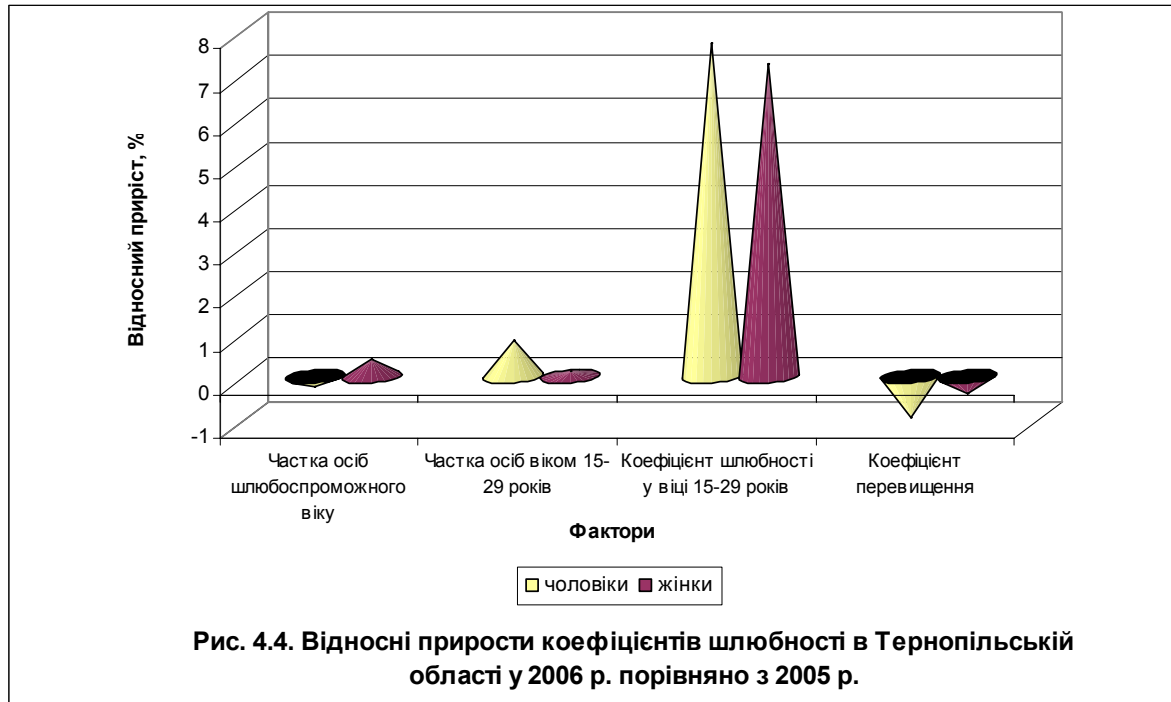
Абсолютні та відносні ланцюгові факторні прирости
коефіцієнтів шлюбності у Тернопільській області*

Результативний і факторні показники	Абсолютні ланцюгові факторні прирости, п. п.		Відносні ланцюгові факторні прирости, %	
	2005	2006	2005	2006
Чоловіки				
Частка осіб шлюбоспроможного віку	0,08	-0,04	0,6	-0,2
Частка осіб віком 15–29 років	0,00	0,14	0,0	0,9
Коефіцієнт шлюбності у віці 15–29 років	1,74	1,22	12,3	7,7
Коефіцієнт перевищення	-0,02	-0,15	-0,1	-1,0
Коефіцієнт шлюбності чоловіків	1,80	1,17	12,7	7,4
Жінки				
Частка осіб шлюбоспроможного віку	0,06	0,06	0,5	0,4
Частка осіб віком 15–29 років	0,00	0,02	0,0	0,2
Коефіцієнт шлюбності у віці 15–29 років	1,46	0,99	11,9	7,2
Коефіцієнт перевищення	0,03	-0,05	0,3	-0,4
Коефіцієнт шлюбності жінок	1,55	1,01	12,7	7,4

* Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

На основі даних табл. 4.20 можна зробити висновок, що протягом 2005 р. порівняно з 2004 р. коефіцієнт шлюбності чоловіків збільшився на 1,80 п. п., у жінок – на 1,55 п. п., або 12,7%, що зумовлено значним підвищенням інтенсивності шлюбності у віці 15–29 років (відносний приріст у чоловіків становив 12,3%, у жінок – 11,9%). Водночас слід зазначити, що вплив усіх інших факторів був незначним. У 2006 р. відносна швидкість зростання коефіцієнта шлюбності уповільнилася і дорівнювала 7,4%, при цьому в обох статей приріст був зумовлений дією інтенсивного фактора, проте у чоловіків ця позитивна тенденція послаблювала-

ся негативним впливом двох структурних факторів, а в жінок – одного. Отже, доходимо висновку, що впродовж останнього періоду одним з виявів покращення демографічної ситуації в регіоні є зростання інтенсивності шлюбності у молодому віці (до 30 років).



4.5. Порівняльний аналіз демографічного розвитку на основі багатофакторних моделей та інтегрального оцінювання демографічної ситуації

Демографічний розвиток на регіональному рівні можна охарактеризувати за допомогою складної системи параметрів природного та механічного (міграційного) рухів населення. Досягнутий рівень демографічного розвитку переважно ототожнюється з демографічним станом або демографічною ситуацією, що сформувалася у регіоні. Демографічний розвиток, таким чином, полягає у послідовній зміні демографічного стану, що зумовлюється демографічними процесами, котрі відбувалися протягом певного періоду, зокрема, це народжуваність, смертність, шлюбність, розлучуваність, міграція населення.

Одним з найважливіших й актуальних завдань статистичного дослідження демографічного розвитку регіонів України є розробка методологічних засад та методичних підходів до порівняльного аналізу з метою виявлення факторів, які зумовлюють варіацію основних демографічних параметрів, а також інтегральне оцінювання демографічного стану територій. На нашу думку, основою такого аналізу має бути визначення відхилень рівнів демографічних показників від середніх значень по Україні, встановлення причин таких відхилень й оцінювання впливу окремих факторів на їхній розмір. Методологічні та методичні питання порівняльного аналізу демографічної ситуації в регіоні з використанням статистичного інструментарію потребують подальшого удосконалення та розвитку.

На нашу думку, порівняльний статистичний аналіз регіональної демографічної ситуації можна здійснювати у двох напрямках:

- за окремими демографічними процесами та їхніми параметрами;
- на основі інтегрального оцінювання демографічного стану регіону.

Для реалізації першого напрямку пропонуємо використати багатофакторні мультиплікативні територіальні моделі демографічних процесів (БТМ). Для характеристики демографічної ситуації в регіоні можна скласти систему багатофакторних територіальних моделей, кожна з яких характеризуватиме окремий демографічний процес (народжуваність, смертність, шлюбність, розлучуваність).

Одним із параметрів народжуваності є загальний коефіцієнт народжуваності, значення якого (див. розділ 4.2) формуються під впливом пе-

вних факторів, зокрема, інтенсивності народжуваності у жінок віком 20–24 роки, статеві-вікового складу і структури населення, народжуваності в інших вікових групах. Отже, порівняльний аналіз цього показника можна здійснити на основі багатфакторної мультиплікативної моделі:

$$K_N = d_{15-49} \times d_{20-24} \times K_{N_{20-24}} \times k_N. \quad (4.68)$$

Відповідно багатфакторна територіальна індексна модель, яка характеризує вплив наявних у ній факторів на відхилення регіонального коефіцієнта народжуваності (K_N^r) від середнього по Україні (K_N^u), які називають територіальними індексами, має такий вигляд:

$$\frac{K_N^r}{K_N^u} = \frac{d_{15-49}^r}{d_{15-49}^u} \times \frac{d_{20-24}^r}{d_{20-24}^u} \times \frac{K_{N_{20-24}}^r}{K_{N_{20-24}}^u} \times \frac{k_N^r}{k_N^u}$$

або $I_{K_N}^r = I_{d_{15-49}}^r \times I_{d_{20-24}}^r \times I_{K_{N_{20-24}}}^r \times I_{k_N}^r, \quad (4.69)$

де r, u – позначення відповідних показників по регіону та Україні;

$I_{K_N}^r, I_{d_{15-49}}^r, I_{d_{20-24}}^r, I_{K_{N_{20-24}}}^r, I_{k_N}^r$ – відповідно територіальні індекси результативного і факторних показників.

На основі моделі (4.69) можна оцінити вплив кожного фактора в абсолютному і відносному вираженнях на відхилення регіонального коефіцієнта народжуваності від середнього по Україні за формулами:

а) абсолютні факторні відхилення:

$$\begin{aligned} \Delta K_{d_{15-49}}^r &= K_N^u \times (I_{d_{15-49}}^r - 1); \\ \Delta K_{d_{20-24}}^r &= K_N^u \times I_{d_{15-49}}^r \times (I_{d_{20-24}}^r - 1); \\ \Delta K_{N_{20-24}}^r &= K_N^u \times I_{d_{15-49}}^r \times I_{d_{20-24}}^r \times (I_{N_{20-24}}^r - 1); \\ \Delta K_{k_N}^r &= K_N^u \times I_{d_{15-49}}^r \times I_{d_{20-24}}^r \times I_{N_{20-24}}^r \times (I_{k_N}^r - 1); \end{aligned} \quad (4.70)$$

б) відносні факторні відхилення (%):

$$\begin{aligned} V_{d_{15-49}}^r &= \frac{\Delta K_{d_{15-49}}^r}{K_N^u} \times 100; \quad V_{d_{20-24}}^r = \frac{\Delta K_{d_{20-24}}^r}{K_N^u} \times 100; \quad V_{N_{20-24}}^r = \frac{\Delta K_{N_{20-24}}^r}{K_N^u} \times 100; \\ V_{k_N}^r &= \frac{\Delta K_{k_N}^r}{K_N^u} \times 100. \end{aligned} \quad (4.71)$$

Застосуємо вищеподану методику для порівняльного аналізу народжуваності у Тернопільській області (табл.4. 19).

Таблиця 4.19

Демографічні параметри народжуваності по Україні
й Тернопільській області у 2006 р.*

Фактор	Позначення	Україна ¹	Тернопільська область	Індекс	Відхилення	
					абсолютне, п. п.	відносне, %
<i>A</i>	<i>I</i>	<i>2</i>	<i>3</i>	<i>4</i>	<i>5</i>	<i>6</i>
Частка жінок репродуктивного віку	d_{15-49}	0,2613	0,2580	0,9873	-0,124	-1,27
Частка жінок віком 20–24 роки у репродуктивному контингенті	d_{20-24}	0,1525	0,1607	1,0537	0,520	5,31
Коефіцієнт плідності жінок віком 20–24 роки, проміле	$K_{N_{20-24}}$	92,2	109,4	1,1865	1,901	19,40
Коефіцієнт перевищення	k_N	2,6669	2,3149	0,8680	-1,597	-16,30
Загальний коефіцієнт народжуваності, проміле	K_N	9,8	10,5	1,0714	0,7	7,14

* Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Отже, багатофакторну територіальну індексну модель коефіцієнта народжуваності (4.69) по Тернопільській області у 2006 р. подамо таким чином:

$$1,0714 = 0,9873 \times 1,0537 \times 1,1865 \times 0,8680.$$

Абсолютні та відносні відхилення під впливом кожного фактора розраховано за формулами (4.70) і (4.71) (табл. 4.19, гр. 5, 6). Таким чином, загальний коефіцієнт народжуваності у Тернопільській області в 2006 р. був на 7,14%, або 0,7 промільного пункту більший, ніж у середньому по Україні. Це позитивне відхилення зумовлено вищим коефіцієнтом плідності жінок віком 20–24 роки, за рахунок якого позитивне відхилення становить 1,9 п. п., або 19,4%, а також більшою часткою жінок віком 20–24 роки у репродуктивному контингенті (відхилення на 0,5 п. п., або 5,3%). Водночас менші як частка репродуктивного контингенту, так рівень народжуваності в інших вікових групах негативно вплинули на розмір відхилення – відповідно -0,12 п. п., або -1,3% та -1,6 п. п., або -16,3%.

Для порівняльного оцінювання рівня смертності населення Тернопільської області застосуємо багатофакторну територіальну індексну модель, яка ґрунтується на мультиплікативній залежності загального коефі-

¹ Розраховано за даними [45, 69, 141, 333].

цієнта смертності (K_M) від рівня старіння населення (d_{65+}), коефіцієнта смертності населення у віці 65 років і більше (K_{M65+}) і коефіцієнта перевищення, що характеризує смертність населення у віці до 65 років (k_M):

$$\frac{K_M^r}{K_M^u} = \frac{d_{65+}^r}{d_{65+}^u} \times \frac{K_{M65+}^r}{K_{M65+}^u} \times \frac{k_M^r}{k_M^u} \quad \text{або} \quad I_{K_M}^r = I_{d65+}^r \times I_{K_{M65+}}^r \times I_{k_M}^r, \quad (4.72)$$

де $I_{K_M}^r$, I_{d65+}^r , $I_{K_{M65+}}^r$, $I_{k_M}^r$ – відповідно територіальні індекси результативного і факторних показників.

На основі моделі (4.72) можна оцінити вплив кожного фактора в абсолютному і відносному вираженнях на відхилення регіонального коефіцієнта смертності від середнього по Україні за формулами:

а) абсолютні факторні відхилення:

$$\begin{aligned} \Delta K_{d65+}^r &= K_M^u \times (I_{d65+}^r - 1); \\ \Delta K_{K_{M65+}}^r &= K_M^u \times I_{d65+}^r \times (I_{K_{M65+}}^r - 1); \\ \Delta K_{k_M}^r &= K_M^u \times I_{d65+}^r \times I_{K_{M65+}}^r \times (I_{k_M}^r - 1); \end{aligned} \quad (4.73)$$

б) відносні факторні відхилення (%):

$$V_{d65+}^r = \frac{\Delta K_{d65+}^r}{K_M^u} \times 100; \quad V_{K_{M65+}}^r = \frac{\Delta K_{K_{M65+}}^r}{K_M^u} \times 100; \quad V_{k_M}^r = \frac{\Delta K_{k_M}^r}{K_M^u} \times 100 \quad (4.74)$$

Для порівняльного аналізу рівня смертності у Тернопільській області побудуємо багатофакторну територіальну модель (4.72) та розрахуємо абсолютні й відносні факторні відхилення за вищенаведеними формулами (табл. 4.20).

Багатофакторна територіальна індексна модель смертності населення Тернопільської області у 2006 р. має такий вигляд:

$$0,919 = 1,018 \times 0,988 \times 0,914.$$

Отже, коефіцієнт смертності в регіоні на 1,3 промільного пункту, або 8,1% менший, ніж по Україні. Визначене відхилення зумовлено вищим рівнем старіння населення, що призвело до перевищення на 1,8%, а також меншим коефіцієнтом смертності у віці 65 років і більше (зменшення на 1,2%), проте основним фактором є нижчий рівень смертності у віці до 65 років (скорочення на 8,7%).

Таблиця 4.20

Демографічні параметри смертності по Україні
й Тернопільській області у 2006 р.*

Фактор	Позначення	Україна ¹	Тернопільська область	Індекс	Відхилення	
					абсолютне, п. п.	відносне, %
Коефіцієнт старіння населення	d_{65+}	0,1636	0,1665	1,018	0,292	1,80
Коефіцієнт смертності у віці 65 років і більше, проміле	K_{M65+}	66,3	65,5	0,988	-0,198	-1,22
Коефіцієнт перевищення	k_M	1,5019	1,3730	0,914	-1,401	-8,65
Загальний коефіцієнт смертності, проміле	K_M	16,2	14,9	0,919	-1,3	-8,1

* Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Для порівняльного аналізу шлюбності використаємо багатофакторну мультиплікативну модель (4.63). Відповідно до цієї моделі одержимо багатофакторну територіальну індексну модель, яка дає змогу оцінити вплив наявних у моделі факторів на відхилення регіональних коефіцієнтів шлюбності чоловіків і жінок від їхніх середніх значень по Україні:

$$\frac{K_H^r}{K_H^u} = \frac{d_{15+}^r}{d_{15+}^u} \times \frac{d_{15-29}^r}{d_{15-29}^u} \times \frac{K_{H15-29}^r}{K_{H15-29}^u} \times \frac{k_H^r}{k_H^u} \text{ або } I_{K_H}^r = I_{d_{15+}}^r \times I_{d_{15-29}}^r \times I_{K_{H15-29}}^r \times I_{k_H}^r, \quad (4.75)$$

де $I_{K_H}^r, I_{d_{15+}}^r, I_{d_{15-29}}^r, I_{K_{H15-29}}^r, I_{k_H}^r$ – відповідно територіальні індекси результативного і факторних показників.

На основі моделі (4.75) можна оцінити в абсолютному і відносному вираженнях вплив кожного фактора на відхилення регіональних коефіцієнтів шлюбності чоловіків і жінок від середніх значень по Україні за формулами:

а) абсолютні факторні відхилення:

$$\begin{aligned} \Delta K_{d_{15+}}^r &= K_H^u \times (I_{d_{15+}}^r - 1); \\ \Delta K_{d_{15-29}}^r &= K_H^u \times I_{d_{15+}}^r \times (I_{d_{15-29}}^r - 1); \\ \Delta K_{K_{H15-29}}^r &= K_H^u \times I_{d_{15+}}^r \times I_{d_{15-29}}^r \times (I_{K_{H15-29}}^r - 1); \\ \Delta K_{k_H}^r &= K_H^u \times I_{d_{15+}}^r \times I_{d_{15-29}}^r \times I_{K_{H15-29}}^r \times (I_{k_H}^r - 1); \end{aligned} \quad (4.76)$$

б) відносні факторні відхилення (%):

$$V_{d_{15+}}^r = \frac{\Delta K_{d_{15+}}^r}{K_H^u} \times 100; \quad V_{d_{15-29}}^r = \frac{\Delta K_{d_{15-29}}^r}{K_H^u} \times 100; \quad V_{K_{H15-29}}^r = \frac{\Delta K_{K_{H15-29}}^r}{K_H^u} \times 100;$$

¹ Розраховано за даними [45, 25–27, 66, 422].

$$V_{k_H}^r = \frac{\Delta K_{k_H}^r}{K_H^u} \times 100 . \quad (4.74)$$

Побудуємо багатфакторну територіальну індексну модель шлюбності чоловіків і жінок у Тернопільській області за період 2006 р., а також визначимо абсолютні та відносні факторні відхилення (табл. 4.21). За даними табл. 4.21 можна зробити висновок, що у Тернопільській області коефіцієнт шлюбності чоловіків перевищував відповідний показник по Україні на 0,38 промільного пункту, або 2,3%. Визначене відхилення зумовлено значним перевищенням коефіцієнта шлюбності чоловіків у віці 15–29 років (факторне відхилення становило 3,5 п. п., або 21%), проте нижча частка шлюбоспроможного контингенту та осіб віком 15–29 років, а також значно менший коефіцієнт шлюбності у віці 30 років і більше привели до зменшення відхилення на 3,1 п. п., або 18,7%.

Таблиця 4.21

Демографічні параметри шлюбності чоловіків і жінок по Україні й Тернопільській області у 2006 р.

Фактор	Позначення	Україна ¹		Тернопільська область		Індекс	
		чоловіки	жінки	чоловіки	жінки	чоловіки	жінки
Частка населення у віці 15 років і старші	d_{15+}	0,8425	0,8703	0,8114	0,8493	0,9654	0,9759
Частка населенні віком 15–29 років у шлюбоспроможному контингенті	d_{15-29}	0,3030	0,2421	0,3013	0,2529	0,9944	1,0446
Коефіцієнт шлюбності у віці 15–29 років, проміле	K_{H15-29}	44,57	52,56	54,32	59,73	1,2188	1,1364
Коефіцієнт перевищення	k_H	1,4543	1,2768	1,2722	1,1476	0,8748	0,8988
Частковий коефіцієнт шлюбності, проміле	K_H	16,51	14,14	16,89	14,72	1,0230	1,0410
Частка населення у віці 15 років і старші	d_{15+}	-0,571	-0,341	-3,5	-2,4		
Частка населенні віком 15–29 років у шлюбоспроможному контингенті	d_{15-29}	-0,089	0,615	-0,6	4,3		
Коефіцієнт шлюбності у віці 15–29 років, проміле	K_{H15-29}	3,468	1,966	21,0	13,9		
Коефіцієнт перевищення	k_H	-2,418	-1,658	-14,6	-11,7		
Частковий коефіцієнт шлюбності, проміле	K_H	0,38	0,58	2,3	4,1		

¹ Розраховано за даними [45, 25–27, 88].

Коефіцієнт шлюбності жінок у регіоні був на 0,58 промільного пункту, або 4,1% вищий, ніж у середньому по Україні. Відхилення зумовлено більшою часткою жінок віком 15–29 років у жіночому шлюбоспроможному контингенті та помітно вищим коефіцієнтом шлюбності у віці 15–29 років (сумарне відхилення під впливом цих факторів становило 2,6 п. п., або 18,2%), проте на зменшення показника відхилення вплинули менші як частка шлюбоспроможного контингенту, так і рівень шлюбності у віці 30 років і більше (сумарне від’ємне відхилення дорівнює 2 п. п., або 14,1%).

Для інтегрального оцінювання демографічної ситуації в регіонах, на нашу думку, доцільно використати багатовимірні середні показники, які розраховують за кількома демографічними параметрами не за їхніми абсолютними значеннями, а на основі коефіцієнтів відношення до середньої величини по Україні (p_{ij}), які пропонуємо називати територіальними коефіцієнтами:

$$p_{ij} = \frac{X_{ij}}{\bar{X}_i}, \quad (4.75)$$

де X_{ij} – значення i -того параметра по j -му регіону;

\bar{X}_i – середнє значення i -того параметра по Україні;

$i=1, 2, 3, \dots, n$ – порядковий номер параметра;

$j=1, 2, 3, \dots, m$ – порядковий номер регіону.

Багатовимірну середню розраховують за такою формулою:

$$\bar{P}_j = \frac{\sum P_{ij}}{n}. \quad (4.76)$$

При обчисленні багатовимірної середньої як інтегральної оцінки демографічної ситуації необхідно врахувати той факт, що демографічні процеси відіграють різну роль і впливають на відтворення населення у протилежних напрямках – позитивно та негативно. Отже, для оцінювання «негативних» демографічних процесів і параметрів при розрахунку багатовимірної середньої пропонуємо використовувати різницю $(1 - p_{ij})$. Таким чином, якщо значення «негативного» параметра у регіоні є більшим, ніж у середньому по Україні, отримаємо від’ємну величину, а в протилежному разі – додатну. Чим більше відхилення порівняно з середнім рівнем по країні, а відповідно й від одиниці, тим потужнішим є вплив на величину багатовимірної середньої, а отже, і на інтегральну оцінку.

Враховуючи вищеподане, інтегральне оцінювання демографічної ситуації в регіоні на основі багатовимірної середньої здійснимо за формулою:

$$\bar{P}_j = \frac{\sum P_{ij}^n + \sum (1 - P_{ij}^n)}{n}, \quad (4.77)$$

де P_{ij}^n та P_{ij}^n – відповідно коефіцієнти відношення для «позитивних» і «негативних» параметрів.

Застосуємо вищеподану модель для інтегрального оцінювання демографічної ситуації в Подільському регіоні, до якого належать Вінницька, Тернопільська і Хмельницька області. До «позитивних» демографічних параметрів, які слід використати при інтегральному оцінюванні демографічного стану регіону, на нашу думку, належать: коефіцієнт плідності жінок віком 20–24 роки; частка репродуктивного контингенту в загальній чисельності населення; частка населення у віці, молодшому за працездатний; коефіцієнт шлюбності; очікувана тривалість життя при народженні. «Негативними» параметрами вважаємо: загальний коефіцієнт смертності; коефіцієнт дитячої смертності; частку населення у віці, старшому за працездатний; коефіцієнт розлучуваності.

Вихідні дані для розрахунку інтегральної оцінки демографічної ситуації у Подільському регіоні в 2006 р. на основі багатовимірної середньої (4.77) та результати обчислень подано у табл. 4.22.

Здійснені розрахунки підтверджують той факт, що інтегральна оцінка демографічного стану має найбільше значення у Тернопільській області, а найменше – у Вінницькій. Порівняно з іншими, Тернопільська область при доволі високому коефіцієнтові плідності жінок віком 20–24 роки характеризується більшими частками репродуктивного контингенту та населення у віці, молодшому за працездатний, вищими коефіцієнтом шлюбності та очікуваною тривалістю життя при народженні, а також найнижчими значеннями коефіцієнтів смертності та розлучуваності, частки населення у віці, старшому за працездатний. Цим і пояснюється максимальний показник інтегральної оцінки. У Вінницькій області всі п'ять «позитивних» параметрів мають найменші значення при найбільших коефіцієнті смертності та частці населення у віці, старшому за працездатний, що й зумовило отримання найнижчого показника інтегральної оцінки.

У Хмельницькій області зафіксовано найвищі рівень плідності у віці 20–24 роки, коефіцієнти дитячої смертності та розлучуваності, а за всіма

іншими параметрами вона посідає проміжне місце порівняно з Тернопільською та Вінницькою областями, що й відображає показник інтегральної оцінки. Таким чином, доходимо висновку, що протягом 2006 р. у Подільському регіоні найбільш сприятлива демографічна ситуація була у Тернопільській області, а найменш сприятлива – у Вінницькій.

Таблиця 4.22

Демографічні параметри та інтегральна оцінка демографічного стану областей Подільського регіону в 2006 р.¹

Параметр	По Україні	Вінницька область		Тернопільська область		Хмельницька область	
		значення	коефіцієнт	значення	коефіцієнт	значення	коефіцієнт
Коефіцієнт плідності у жінок віком 20–24 роки	92,2	101,2	1,0976	109,4	1,1866	114,1	1,2375
Частка репродуктивного контингенту	0,2637	0,2494	0,9458	0,2581	0,9788	0,2498	0,9473
Частка населення у віці, молодшому за працездатний	0,155	0,166	1,0710	0,178	1,1484	0,167	1,0774
Коефіцієнт шлюбності, ‰	7,6	7,5	0,9868	7,9	1,0395	7,8	1,0263
Очікувана тривалість життя при народженні, років	68,10	68,78	1,0100	70,86	1,0405	68,91	1,0119
Загальний коефіцієнт смертності, ‰	16,2	17,3	1,0679	14,9	0,9198	17,2	1,0617
Коефіцієнт дитячої смертності, ‰	9,8	9,3	0,9490	9,4	0,9592	11,7	1,1939
Частка населення у віці, старшому за працездатний	0,239	0,262	1,0962	0,237	0,9916	0,253	1,0586
Коефіцієнт розлучуваності, ‰	3,8	3,6	0,9474	3,1	0,8158	3,7	0,9737
Інтегральна оцінка	x	x	0,5612	x	0,6342	x	0,5569

Здійснене дослідження свідчить про доволі високу ефективність використання багатофакторних мультиплікативних моделей і багатовимірних середніх у порівняльному аналізі демографічного стану регіонів України, але методологічні та методичні аспекти їхньої побудови й адаптації до практичної статистичної діяльності потребують подальшої розробки та удосконалення. При цьому проблемними залишаються, поперше, питання формування переліку показників, які вміщені у багатофакторні моделі, а також використані при розрахунку багатовимірної середньої як інтегральної оцінки демографічного стану регіону, подруге, методологія та методика побудови багатофакторних територіальних індексних моделей і багатовимірних середніх на основі конкретного набору вихідних параметрів.

¹ Розраховано за даними [45, 34, 66, 73, 79, 333, 362].

ВИСНОВКИ

Здійснене дослідження, яке охоплює період з 1950 р. до 2006 р. і базується на статистичній інформації, нагромадженій у Головному управлінні статистики у Тернопільській області, дає змогу зробити такі висновки. Сприятлива демографічна ситуація в регіоні змінилася впродовж останнього десятиріччя ХХ ст. – початку ХХІ ст. на критичну, що спричинено домінуванням несприятливих демографічних тенденцій, до яких належать значне зменшення рівня народжуваності та шлюбності, збільшення рівня смертності та розлучуваності, очікуваної тривалості життя населення, скорочення рівня його старіння, від'ємний природний приріст і сальдо міграції тощо.

Названі тенденції позначилися на динаміці чисельності населення, його статеві-віковій структурі, посиленні диспропорцій між чисельністю чоловіків і жінок у старших вікових групах. Негативно на демографічний розвиток регіону вплинули також структурні фактори. Результати дослідження свідчать про значні відмінності закономірностей і тенденцій демографічних процесів за субнаселенням, які сформувалися у минулому і зберігаються донині.

На сучасному етапі регіони України значно відрізняються за рівнем демографічного розвитку. Залежно від демографічної ситуації пропонуємо їх класифікувати як розвинуті, слаборозвинуті та депресивні. За характером демогенеруючих і демоакумуючих процесів Тернопільську область можна зарахувати до територіальної сукупності регіонів, які умовно називають демографічно розвинутими.

Слід зазначити, що з 2002 р. у регіоні відбулося певне покращення демографічної ситуації, яке виявляється у підвищенні інтенсивності народжуваності, зокрема у жінок віком 20–24 і 25–29 років, зростанні інтенсивності шлюбності у молодому віці (до 30 років), зменшенні частки розірваних шлюбів незначної тривалості, які зареєстровано у молодому віці, скороченні інтенсивності смертності у працездатному віці, дитячої смертності, а також масштабів депопуляції.

Подальше покращення демографічної ситуації в регіоні потребує реалізації заходів, спрямованих на відродження сімейних норм і цінностей, орієнтування на дво- або тридітну сім'ю, збереження та покращення

репродуктивного здоров'я жінок, відновлення мережі дошкільних дитячих закладів, надання державної підтримки сім'ям з дітьми та ін. Важливим напрямом регіональної демографічної політики має бути зменшення рівня захворюваності та смертності у працездатному віці на основі підвищення ефективності системи охорони здоров'я, пропагування здорового способу життя, зменшення рівня смертності від зовнішніх причин, зокрема, транспортних нещасних випадків, алкогольних отруєнь тощо, а як результат – зростання тривалості життя населення.

Здійснене дослідження підтвердило доцільність застосування для статистичного аналізу тенденцій і закономірностей динаміки чисельності та природного руху населення регіону системи показників інтенсивності змін у часі, а також побудови динамічних рядів розподілу та розрахунку на їхній основі певних характеристик, що дає підстави для періодизації демографічних процесів. Окремим аспектом такого аналізу вважаємо виявлення та оцінювання сезонних коливань останніх.

Важливий напрямок дослідження демографічного розвитку – статистичний аналіз демографічних структур і структурних зрушень, які відображають кількісні та якісні зміни у розподілі населення і новоутворених сукупностей за суттєвими ознаками. Базою для такого аналізу (вихідною інформацією) є ряди розподілу народжених, померлих, шлюбів і розлучень, на основі яких розраховують показники, що характеризують структуру сукупності, ступінь варіації та концентрації, швидкість та інтенсивність структурних зрушень тощо.

Одним з головних завдань демографічної статистики визначено оцінювання впливу факторів на динаміку та просторову варіацію демографічних параметрів. Як підтвердило дослідження, для реалізації цього завдання доцільно застосувати апарат багатфакторних індексних моделей. З метою інтегрального оцінювання демографічної ситуації в регіоні та здійснення міжрегіональних порівнянь пропонуємо використати модифіковану багатовимірну середню.

ПЕРЕЛІК ЛІТЕРАТУРИ

1. Прикладной статистический анализ данных. Теория. Компьютерная обработка. Области применения. Кн. 1. / [Алексахин С. В., Балдин А. В., Криницин В. В. и др.]; / под ред. В. В. Криницина. – М. : ПРИОР, 1998. – 336 с.
2. Андрієнко В. Ю. Статистичні індекси в економічних дослідженнях : [Електронний ресурс] / В. Ю. Андрієнко. – К., 2004. –108 с. – Режим доступу : www.myslenedrevo.com.ua/studies/andrienko/index.
3. Артеменко В. Б. Моделювання і прогнозування економічних рядів динаміки : навч. посіб. / В. Б. Артеменко. – Львів : В-во Львівської комерційної академії, 2003. – 228 с.
4. Борисов В. А. Демография : уч. [для вузов] / В. А. Борисов. – М. : Нота Бене Медиа Трейд Компания, 2003. – 344 с.
5. Боярский А. Я. Население и методы его изучения : [сб. науч. труд.] / В. А. Борисов. – М. : Статистика, 1975. – 264 с.
6. Венецкий И. Г. Вероятностные методы в демографии / И. Г. Венецкий. – М. : Финансы и статистика, 1981. – 223 с.
7. Венецкий И. Г. Статистические методы в демографии / И. Г. Венецкий. – М. : Статистика, 1977. – 208 с.
8. Власенко Н. С. Інформаційне забезпечення / моніторингу ефективності виконання соціально-демографічних програм / Н. С. Власенко // Демографія та соціальна економіка. – 2005. – № 1. – С. 57–69.
9. Глинский В. В. Статистический анализ : уч. пособ. / В. В. Глинський, В. Г. Юнин. – [3-е изд., перераб и доп]. – М. : ИНФРА-М; Новосибирск : Сибирское соглашение, 2002. – 241 с.
10. Глуханова Г. Л. Особливості відтворення населення у містах України з різною народногосподарською спеціалізацією та рівнем забруднення навколишнього середовища / Г. Л. Глуханова, І. О. Курило // Демоекономічні дослідження : зб. наук. праць / НАН України, Ін-т економіки ; редкол. : В. С. Стешенко (відп. ред.) [та ін.]. – К., 1995. – 93 с.
11. Стеценко С. Г. Демографическая статистика / С. Г. Стеценко, И. В. Козаченко. – К. : Вища школа 1984. – 408 с.
12. Демографические прогнозы / [под ред. А. Г. Волкова]. – М. : Статистика, 1973. – 167 с.
13. Демографические процессы и их закономерности / [под ред. А. Г. Волкова]. – М. : Мысль, 1986. – 192 с.
14. Демографический энциклопедический словарь / [редкол.: Д. И. Валентей (гл. ред.) и др.]. – М. : Советская энциклопедия, 1985 – 608 с.
15. Демографічна криза в Україні. Її причини та наслідки : зб. матеріалів. – К. : Парлам. вид-во, 2003. – 450 с.
16. Джаман В. О. Регіональні системи розселення: демографічні аспекти / В. О. Джаман. – Чернівці : Рута, 2003. – 317 с.

17. Джаман В. О. Територіальні відміни демографічної ситуації в Західному регіоні України / В. О. Джаман // Вісник КНУ. Географія. – К. : КНУ, 2001. – С. 13–18.
18. Економічна енциклопедія : у 3 т. Т. 1 / [редкол.: С. В. Мочерний (відп. ред.) та ін.]. – К. : Академія, 2000. – 864 с.
19. Економічна енциклопедія : у 3 т. Т. 2 / [редкол.: С. В. Мочерний (відп. ред.) та ін.]. – К. : Академія, 2001. – 848 с.
20. Економічна енциклопедія : у 3 т. Т. 3 / [редкол.: С. В. Мочерний (відп. ред.) та ін.]. – К. : Академія, 2002. – 952 с.
21. Єріна А. М. Статистичне моделювання та прогнозування : навч. посіб. / А. М. Єріна. – К. : КНЕУ, 2001. – 170 с.
22. Єхануров Ю. І. Демографічний розвиток як державний пріоритет України // Демографія та соціальна економіка. – 2005. – № 2. – С. 3–7.
23. Закон України «Про Всеукраїнський перепис населення» № 2058-III від 19. 10. 2000 р. [Електронний ресурс]. – Режим доступу : <http://zakon1.rada.gov.ua/cgi-bin/lows/main.cgi?nreg=2058-14>.
24. Заставецька О. В. Географія населення України : навч. посіб. / О. В. Заставецька, Б. І. Заставецький, Д. В. Ткач. – Тернопіль, 2007. – 134 с.
25. Катренко А. В. Системний аналіз об'єктів та процесів комп'ютеризації : навч. посіб. / А. В. Катренко – Львів : Новий світ-2000. – 424 с.
26. Кильдишев Г. С. Анализ временных рядов и прогнозирование / Г. С. Кильдишев, А. А. Фпенкель. – М. : Статистика, 1973. – 102 с.
27. Концепція демографічного розвитку на 2005–2015 роки, схвалена розпорядженням Кабінету Міністрів України (№ 724 від 8 жовтня 2004 р., м. Київ) [Електронний ресурс]. – Режим доступу : <http://zakon.rada.gov.ua/cgi-bin/lows/main.cgi?nreg=724-2004>.
28. Концепція розвитку регіональної статистики. Проект / Державний комітет статистики України ; Науково-дослідний інститут статистики. – К., 2003. – 24 с.
29. Корчак-Чепурковский Ю. А. Избранные демографические исследования / Ю. А. Корчак-Чепурковский. – М. : Статистика, 1970. – 386 с.
30. Либанова Э. М. Продолжительность жизни населения (опыт комплексного регионального исследования) / Э. М. Либанова. – К. : Наукова думка, 1991. – 346 с.
31. Либанова Э. М. Демографическое развитие Украинской ССР в 70-80 гг. / Э. М. Либанова, О. М. Плохий. – К., 1998. – 223 с.
32. Лібанова Є. М. Людський розвиток регіонів України: методика оцінки та сучасний стан / Є. М. Лібанова, Н. С. Власенко, О. С. Власик – К. : СПІДСавчина, 2002. – 402 с.
33. Методика вимірювання людського розвитку регіонів України / Держ. комітет статистики України, Рада по вивч. продукт. сил України, НАН України. – К., 2001. – 34 с.
34. Методологічні положення зі статистики / Держ. ком. статистики України ; [редкол.: О. Г. Осауленко (гол.) та ін.]. – К. : Август, 2002. – Вип. 1. – 552 с.
35. Методологічні положення зі статистики. Вип. 2. Т.2 / Держ. комітет статистики України. – К. : ІВЦ Держкомстату України, 2006. – 568 с.

36. Методологічні положення щодо статистичного аналізу чисельності та складу населення. – К. : Держкомстат України, 2006. – 40 с.
37. Економічний енциклопедичний словник : у 2 т. / [за ред. С. В. Мочерного]. – Львів : Світ, 2005. – 616 с.
38. Муромцева Ю. І. Демографія : навч. посіб. / Ю. І. Муромцева. – К. : Кондор, 2006. – 300 с.
39. Населення України – 2002 : щорічна аналітична доповідь. – К. : Ін-т демографії та соц. досліджень НАН України : Держкомстат України, 2003. – 376 с.
40. Населення України – 2003 : щорічна аналітична доповідь. – К. : Ін-т демографії та соц. досліджень НАН України : Держкомстат України : 2004. – 354 с.
41. Населення України–2004. Регіональні аспекти демографічного розвитку. – К. : Ін-т демографії та соц. досліджень НАН України : Держкомстат України, 2005. – 342 с.
42. Населення України, 1994 рік : [демограф. щорічник / М-во статистики України]. – К., 1995. – 602 с.
43. Населення України, 2004 рік : [демограф. щорічник]. – К. : Держ. комітет статистики України, 2005. – 412 с.
44. Населення України–2005 : [демограф. щорічник]. – К. : Держ. комітет статистики України, 2006. – 400 с.
45. Населення України–2006 : [демограф. щорічник]. – К. : Держ. комітет статистики України, 2007. – 563 с.
46. Новосельский С. А. Демография и статистика : [избр. произв.] / С. А. Новосельский. – М. : Статистика, 1977. – 268 с.
47. Опря А. Т. Статистика. Математична статистика. Теорія статистики : навч. посіб. / А. Т. Опря. – К. : Центр навчальної літератури, 2005. – 472 с.
48. Остапчук О. Е. Питання інформаційного забезпечення демографічної статистики в Україні та регіонах / О. Е. Остапчук // Демографія та соціальна економіка. – 2005. – № 2. – С. 55–68.
49. Пасхавер И. С. Средние величины в статистике / И. С. Пасхавер. – М. : Статистика, 1979. – 279 с.
50. Пирожков С. И. Демографические процессы и возрастная структура населения / С. И. Пирожков. – М. : Статистика, 1976. – 136 с.
51. Прибиткова І. М. Основи демографії : посіб. [для студ. гуманітар. і сусп. ф-тів вищих навч. закл.] / І. М. Прибиткова. – К. : АртЕк, 1995. – 256 с.
52. Птуха М. В. Очерки по статистике населения / М. В. Птуха. – М. : Госстатиздат ЦСУ, 1960. – 159 с.
53. Развитие населения : [сб. статей / гл. ред. Д. И. Валентей и др.]. – М. : Статистика, 1974. – 94 с.
54. Россет Э. Продолжительность человеческой жизни / Э. Россет. – М. : Прогресс, 1981. – 383 с.
55. Сови А. Общая теория населения : в 2 т. / А. Сови. – М. : Прогресс, 1977. Т. 2 : Жизнь населений. – 1977. – 520 с.

56. Сови А. Общая теория населения : в 3 т. / А. Сови. – М. : Прогресс, 1977. Т. 1 : Экономика и рост населения. – 1977. – 502 с.
57. Старіш О. Г. Системологія : підр. / О. Г. Старіш. – К. : Центр навч. літ., 2005. – 232 с.
58. Стеценко С. Г. Демографічна статистика : підр. / С. Г. Стеценко. – К. : Вища школа, 2005. – 415 с.
59. Стешенко В. С. Деякі демографічні наслідки соціально-економічної кризи в Україні / В. С. Стешенко // Демоекономічні дослідження : [зб. наук. праць / НАН України, Ін-т економіки ; редкол.: В. С. Стешенко (відп. ред.) та ін.]. – К., 1995. – 93 с.
60. Стешенко В. С. Изучение воспроизводства населения (теоретические проблемы) / В. С. Стешенко. – К. : Наук. думка, 1981. – 327 с.
61. Демографічні перспективи України до 2026 року / [Стешенко В., Рудницький О., Хомра О., Стефановський А.]. – К. : Вид-во Ін-ту економіки НАНУ, 1999. – 295 с.
62. Теория статистики : учеб. / [Шмойлова Р. А., Минашкин В. Г., Садовникова Н. А., Шувалова Е. Б.] ; под ред. Р. А. Шмойловой. – [4-е изд., перераб. и доп.]. – М. : Финансы и статистика, 2003. – 656 с.
63. Тихомиров Н. П. Статистические методы анализа воспроизводства населения / Н. П. Тихомиров – М. : Финансы и статистика, 1984. – 231 с.
64. Топчієв О. Г. Суспільно-географічні дослідження: методологія, методи, методика : навч. посіб. / О. Г. Топчієв. – Одеса : Астропрінт, 2005. – 623 с.
65. Урланис Б. Ц. Избранное / Б. Ц. Урланис. – М. : Мысль, 1985. – 255 с.
66. Урланис Б. Ц. Народонаселение: Исследования, публицистика / Б. Ц. Урланис. – М. : Статистика, 1976. – 359 с.
67. Урланис Б.Ц. Статистика населения / Б. Ц. Урланис. – М. : Статистика, 1971. – 80 с.
68. Фойгт Н. Формування демографічного потенціалу як передумова реалізації європейського вибору України [Електронний ресурс] / Н. Ройгт. – Режим доступу : <http://www.soskin.info/ea.phpipokazold>.
69. Хомра А. У. Воспроизводство населения (территориально-организационный аспект) / А. И. Хомра. – К. : Наук. думка, 1990. – 176 с.
70. Цапок С. Сучасний стан і перспективи демографічного розвитку України / С. Цапок, Л. Ноджак // Регіональна економіка. – 2003. – № 1. – С. 82–90.
71. Хотомлянський О. Факторний індексний аналіз показників діяльності підприємства з використанням матричної моделі / О. Хотомлянський, Т. Черната // Економіка України. – 2002. – № 3. – С. 84–87.
72. Шарапов О. Д. Системний аналіз : навч.-метод. посіб. [для самост. вивч. дисц.] / Шарапов О. Д., Дербенцев В. Д., Семьонов Д. Є. – К. : КНЕУ, 2003. – 154 с.
73. Шевчук П. Є. Стратегічні пріоритети подолання демографічної кризи в Україні / П. Є. Шевчук // Демографія та соціальна економіка. – 2005. – № 2. – С. 47–54.

ДОДАТКИ

Додаток А

Середньорічна чисельність, структура і динаміка наявного населення
Тернопільської області у 1950–2006 рр.*

Роки	Середньорічна чисельність наявного населення, тис. осіб	Зміна порівняно з попереднім роком		У тому числі					
		тис. осіб	%	міське населення	тис. осіб	%	сільське населення	тис. осіб	%
А	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1950	1055,6	–	–	118,6	–	–	937,0	–	–
1951	1040,4	–15,2	–1,4	121,5	2,9	2,4	918,9	–18,1	–1,9
1952	1020,5	–19,9	–1,9	123,1	1,6	1,3	897,4	–21,5	–2,3
1953	1016,7	–3,8	–0,4	124,1	1,0	0,8	892,6	–4,8	–0,5
1954	1036,8	20,1	2,0	126,3	2,2	1,8	910,5	17,9	2,0
1955	1057,1	20,3	2,0	128,7	2,4	1,9	928,4	17,9	2,0
1956	1068,6	11,5	1,1	136,2	7,5	5,8	932,4	4,0	0,4
1957	1075,5	6,9	0,6	145,1	8,9	6,5	930,4	–2,0	–0,2
1958	1082,5	7,0	0,7	163,5	18,4	12,7	919,0	–11,4	–1,2
1959	1091,7	9,2	0,8	183,6	20,1	12,3	908,1	–10,9	–1,2
1960	1107,2	15,5	1,4	199,0	15,4	8,4	908,2	0,1	0,0
1961	1124,3	17,1	1,5	217,6	18,6	9,3	906,7	–1,5	–0,2
1962	1133,4	9,1	0,8	227,4	9,8	4,5	906,0	–0,7	–0,1
1963	1137,1	3,7	0,3	231,4	4,0	1,8	905,7	–0,3	0,0
1964	1141,1	4,0	0,4	235,8	4,4	1,9	905,3	–0,4	0,0
1965	1145,8	4,7	0,4	247,8	12,0	5,1	898,0	–7,3	–0,8
1966	1152,8	7,0	0,6	261,8	14,0	5,6	891,0	–7,0	–0,8
1967	1159,2	6,4	0,6	270,4	8,6	3,3	888,8	–2,2	–0,2
1968	1163,7	4,5	0,4	278,6	8,2	3,0	885,1	–3,7	–0,4
1969	1159,3	–4,4	–0,4	276,0	–2,6	–0,9	883,3	–1,8	–0,2
1970	1158,4	–0,9	–0,1	274,0	–2,0	–0,7	884,4	1,1	0,1
1971	1165,9	7,5	0,6	272,9	–1,1	–0,4	893,0	8,6	1,0
1972	1169,2	3,3	0,3	282,5	9,6	3,5	886,7	–6,3	–0,7
1973	1172,1	2,9	0,2	304,6	22,1	7,8	867,5	–19,2	–2,2
1974	1174,6	2,5	0,2	315,9	11,3	3,7	858,7	–8,8	–1,0
1975	1174,4	–0,2	0,0	327,6	11,7	3,7	846,8	–11,9	–1,4
1976	1172,5	–1,9	–0,2	336,6	9,0	2,7	835,9	–10,9	–1,3
1977	1169,3	–3,2	–0,3	347,1	10,5	3,1	822,2	–13,7	–1,6
1978	1167,0	–2,3	–0,2	357,6	10,5	3,0	809,4	–12,8	–1,6
1979	1162,7	–4,3	–0,4	368,2	10,6	3,0	794,5	–14,9	–1,8
1980	1163,5	0,8	0,1	378,0	9,8	2,7	785,5	–9,0	–1,1
1981	1166,0	2,5	0,2	390,0	12,0	3,2	776,0	–9,5	–1,2
1982	1164,7	–1,3	–0,1	401,4	11,4	2,9	763,3	–12,7	–1,6
1983	1159,7	–5,0	–0,4	411,2	9,8	2,4	748,5	–14,8	–1,9
1984	1155,1	–4,6	–0,4	427,2	16,0	3,9	727,9	–20,6	–2,8
1985	1152,1	–3,0	–0,3	443,7	16,5	3,9	708,4	–19,5	–2,7
1986	1151,7	–0,4	0,0	459,9	16,2	3,7	691,8	–16,6	–2,3
1987	1152,4	0,7	0,1	475,2	15,3	3,3	677,2	–14,6	–2,1
1988	1152,8	0,4	0,0	486,5	11,3	2,4	666,3	–10,9	–1,6

Продовження дод. А

А	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1989	1170,1	17,3	1,5	481,8	-4,7	-1,0	688,3	22	3,3
1990	1173,3	3,2	0,3	490,8	9,0	1,9	682,5	-5,8	-0,8
1991	1176,1	2,8	0,2	496,7	5,9	1,2	679,4	-3,1	-0,5
1992	1176,7	0,6	0,1	502,2	5,5	1,1	674,5	-4,9	-0,7
1993	1180,3	3,6	0,3	507,2	5,0	1,0	673,1	-1,4	-0,2
1994	1179,0	-1,3	-0,1	510,4	3,2	0,6	668,6	-4,5	-0,7
1995	1176,6	-2,4	-0,2	511,7	1,3	0,3	664,9	-3,7	-0,6
1996	1173,9	-2,7	-0,2	512,0	0,3	0,1	661,9	-3,0	-0,5
1997	1170,4	-3,5	-0,3	512,4	0,4	0,1	658,0	-3,9	-0,6
1998	1166,1	-4,3	-0,4	512,5	0,1	0,0	653,6	-4,4	-0,7
1999	1160,7	-5,4	-0,5	512,2	-0,3	-0,1	648,5	-5,1	-0,8
2000	1154,4	-6,3	-0,5	510,8	-1,4	-0,3	643,6	-4,9	-0,8
2001	1145,6	-8,8	-0,8	490,3	-20,5	-4,0	655,3	11,7	1,8
2002	1137,7	-7,9	-0,7	484,4	-5,9	-1,2	653,3	-2,0	-0,3
2003	1130,4	-7,3	-0,6	482,6	-1,8	-0,4	647,8	-5,5	-0,8
2004	1123,1	-7,3	-0,6	480,1	-2,5	-0,5	643,0	-4,8	-0,7
2005	1115,9	-7,2	-0,6	477,7	-2,4	-0,5	638,2	-4,8	-0,7
2006	1108,8	-7,1	-0,6	476,2	-1,5	-0,3	632,6	-5,6	-0,9

*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Додаток Б

Динаміка кількості народжених живими в Тернопільській області протягом 1950–2006 рр. за типом поселення*

Роки	Кількість народжених живими у Тернопільській області	Порівняно з попереднім роком		Кількість народжених живими у міських поселеннях	Порівняно з попереднім роком		Кількість народжених живими у сільській місцевості	Порівняно з попереднім роком	
		осіб	%		осіб	%		осіб	%
А	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1950	22439	–	–	2891	–	–	19548	–	–
1951	22826	387	1,72	2903	12	0,42	19923	375	1,92
1952	21614	–1212	–5,31	2963	60	2,07	18651	–1272	–6,38
1953	19568	–2046	–9,47	2654	–309	–10,43	16914	–1737	–9,31
1954	20619	1051	5,37	2682	28	1,06	17937	1023	6,05
1955	22392	1773	8,60	2775	93	3,47	19617	1680	9,37
1956	21865	–527	–2,35	2657	–118	–4,25	19208	–409	–2,08
1957	23028	1163	5,32	2882	225	8,47	20146	938	4,88
1958	24120	1092	4,74	3448	566	19,64	20672	526	2,61
1959	24255	135	0,56	3555	107	3,10	20700	28	0,14
1960	23971	–284	–1,17	3939	384	10,80	20032	–668	–3,23
1961	23364	–607	–2,53	4350	411	10,43	19014	–1018	–5,08
1962	22600	–764	–3,27	4520	170	3,91	18080	–934	–4,91
1963	21246	–1354	–5,99	4274	–246	–5,44	16972	–1108	–6,13
1964	20395	–851	–4,01	4377	103	2,41	16018	–954	–5,62
1965	18646	–1749	–8,58	3926	–451	–10,30	14720	–1298	–8,10
1966	18577	–69	–0,37	4094	168	4,28	14483	–237	–1,61
1967	18444	–133	–0,72	4203	109	2,66	14241	–242	–1,67
1968	18525	81	0,44	4607	404	9,61	13918	–323	–2,27
1969	18311	–214	–1,16	4903	296	6,43	13408	–510	–3,66
1970	18218	–93	–0,51	5043	140	2,86	13175	–233	–1,74
1971	18524	306	1,68	5420	377	7,48	13104	–71	–0,54
1972	18267	–257	–1,39	5459	39	0,72	12808	–296	–2,26
1973	18032	–235	–1,29	5593	134	2,45	12439	–369	–2,88
1974	17881	–151	–0,84	5992	399	7,13	11889	–550	–4,42
1975	17372	–509	–2,85	6023	31	0,52	11349	–540	–4,54
1976	17815	443	2,55	6340	317	5,26	11475	126	1,11
1977	17680	–135	–0,76	6425	85	1,34	11255	–220	–1,92
1978	17873	193	1,09	6612	187	2,91	11261	6	0,05
1979	17711	–162	–0,91	6812	200	3,02	10899	–362	–3,21
1980	17924	213	1,20	6979	167	2,45	10945	46	0,42
1981	17388	–536	–2,99	6843	–136	–1,95	10545	–400	–3,65
1982	17893	505	2,90	7062	219	3,20	10831	286	2,71
1983	19106	1213	6,78	7730	668	9,46	11376	545	5,03
1984	18492	–614	–3,21	7738	8	0,10	10754	–622	–5,47
1985	18192	–300	–1,62	7943	205	2,65	10249	–505	–4,70
1986	18466	274	1,51	8349	406	5,11	10117	–132	–1,29
1987	17400	–1066	–5,77	7830	–519	–6,22	9570	–547	–5,41
1988	17759	359	2,06	8568	738	9,43	9191	–379	–3,96
1989	16790	–969	–5,46	8323	–245	–2,86	8467	–724	–7,88
1990	16712	–78	–0,46	8103	–220	–2,64	8609	142	1,68
1991	16428	–284	–1,70	7816	–287	–3,54	8612	3	0,03
1992	16270	–158	–0,96	7506	–310	–3,97	8764	152	1,76

Продовження дод. Б

A	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1993	15086	-1184	-7,28	6886	-620	-8,26	8200	-564	-6,44
1994	14505	-581	-3,85	6381	-505	-7,33	8124	-76	-0,93
1995	14112	-393	-2,71	6204	-177	-2,77	7908	-216	-2,66
1996	13516	-596	-4,22	5835	-369	-5,95	7681	-227	-2,87
1997	12782	-734	-5,43	5394	-441	-7,56	7388	-293	-3,81
1998	12202	-580	-4,54	5186	-208	-3,86	7016	-372	-5,04
1999	11197	-1005	-8,24	4584	-602	-11,61	6613	-403	-5,74
2000	10570	-627	-5,60	4403	-181	-3,95	6167	-446	-6,74
2001	10102	-468	-4,43	4217	-186	-4,22	5885	-282	-4,57
2002	10444	342	3,39	4517	300	7,11	5927	42	0,71
2003	10476	32	0,31	4789	272	6,02	5687	-240	-4,05
2004	11094	618	5,90	5083	294	6,14	6011	324	5,70
2005	11035	-59	-0,53	5045	-38	-0,75	5990	-21	-0,35
2006	11623	588	5,33	5384	339	6,72	6239	249	4,16

* Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Додаток В

Динаміка кількості померлих у Тернопільській області протягом 1950–2006 рр. за типом поселення*

Роки	Кількість померлих у Тернопільській області	Порівняно з попереднім роком		Кількість померлих у міських поселеннях	Порівняно з попереднім роком		Кількість померлих у сільській місцевості	Порівняно з попереднім роком	
		осіб	%		осіб	%		осіб	%
А	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1950	11678	-	-	1064	-	-	10614	-	-
1951	12633	955	8,2	1122	58	5,5	11511	897	8,5
1952	11853	-780	-6,2	1050	-72	-6,4	10803	-708	-6,2
1953	12328	475	4,0	1085	35	3,3	11243	440	4,1
1954	11951	-377	-3,1	939	-146	-13,5	11012	-231	-2,1
1955	10380	-1571	-13,1	805	-134	-14,3	9575	-1437	-13,0
1956	9842	-538	-5,2	785	-20	-2,5	9057	-518	-5,4
1957	9809	-33	-0,3	884	99	12,6	8925	-132	-1,5
1958	9067	-742	-7,6	1003	119	13,5	8064	-861	-9,6
1959	10213	1146	12,6	1098	95	9,5	9115	1051	13,0
1960	8775	-1438	-14,1	1131	33	3,0	7644	-1471	-16,1
1961	9267	492	5,6	1358	227	20,1	7909	265	3,5
1962	10550	1283	13,8	1541	183	13,5	9009	1100	13,9
1963	9606	-944	-8,9	1433	-108	-7,0	8173	-836	-9,3
1964	9181	-425	-4,4	1355	-78	-5,4	7826	-347	-4,2
1965	9847	666	7,3	1553	198	14,6	8294	468	6,0
1966	9519	-328	-3,3	1621	68	4,4	7898	-396	-4,8
1967	10245	726	7,6	1812	191	11,8	8433	535	6,8
1968	10037	-208	-2,0	1713	-99	-5,5	8324	-109	-1,3
1969	11136	1099	10,9	1795	82	4,8	9341	1017	12,2
1970	11134	-2	0,0	1906	111	6,2	9228	-113	-1,2
1971	11020	-114	-1,0	1933	27	1,4	9087	-141	-1,5
1972	11727	707	6,4	2072	139	7,2	9655	568	6,3
1973	12104	377	3,2	2059	-13	-0,6	10045	390	4,0
1974	11652	-452	-3,7	2063	4	0,2	9589	-456	-4,5
1975	12736	1084	9,3	2277	214	10,4	10459	870	9,1
1976	12482	-254	-2,0	2234	-43	-1,9	10248	-211	-2,0
1977	12781	299	2,4	2412	178	8,0	10369	121	1,2
1978	13233	452	3,5	2568	156	6,5	10665	296	2,9
1979	13588	355	2,7	2790	222	8,6	10798	133	1,2
1980	14181	593	4,4	2850	60	2,2	11331	533	4,9
1981	13916	-265	-1,9	2833	-17	-0,6	11083	-248	-2,2
1982	13749	-167	-1,2	2930	97	3,4	10819	-264	-2,4
1983	13726	-23	-0,2	2909	-21	-0,7	10817	-2	0,0
1984	14942	1216	8,9	3328	419	14,4	11614	797	7,4
1985	15189	247	1,7	3314	-14	-0,4	11875	261	2,2
1986	13539	-1650	-10,9	3121	-193	-5,8	10418	-1457	-12,3
1987	14435	896	6,6	3725	604	19,4	10710	292	2,8
1988	14498	63	0,4	3712	-13	-0,3	10786	76	0,7
1989	14438	-60	-0,4	3974	262	7,1	10464	-322	-3,0
1990	15032	594	4,1	3881	-93	-2,3	11151	687	6,6
1991	15997	965	6,4	4011	130	3,3	11986	835	7,5
1992	16350	353	2,2	4300	289	7,2	12050	64	0,5

Продовження дод. В

A	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1993	16478	128	0,8	4342	42	1,0	12136	86	0,7
1994	16461	-17	-0,1	4503	161	3,7	11958	-178	-1,5
1995	16122	-339	-2,1	4514	11	0,2	11608	-350	-2,9
1996	16321	199	1,2	4449	-65	-1,4	11872	264	2,3
1997	16648	327	2,0	4544	95	2,1	12104	232	2,0
1998	15782	-866	-5,2	4389	-155	-3,4	11393	-711	-5,9
1999	16569	787	5,0	4749	360	8,2	11820	427	3,7
2000	15721	-848	-5,1	4549	-200	-4,2	11172	-648	-5,5
2001	16296	575	3,7	4755	206	4,5	11541	369	3,3
2002	16345	49	0,3	4857	102	2,1	11488	-53	-0,5
2003	16823	478	2,9	4809	-48	-1,0	12014	526	4,6
2004	16180	-643	-3,8	4838	29	0,6	11342	-672	-5,6
2005	16802	622	3,8	4949	111	2,3	11853	511	4,5
2006	16556	-246	-1,5	5038	89	1,8	11518	-335	-2,8

* Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Додаток Г

Динаміка природного приросту населення у Тернопільській області протягом 1950–2006 рр. за типом поселення*

Роки	Природний приріст населення у Тернопільській області	Порівняно з попереднім роком		Природний приріст населення у міських поселеннях	Порівняно з попереднім роком		Природний приріст населення у сільській місцевості	Порівняно з попереднім роком	
		осіб	%		осіб	%		осіб	%
А	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1950	10761	-	-	1827	-	-	8934	-	-
1951	10193	-568	-5,3	1781	-46	-2,5	8412	-522	-5,8
1952	9761	-432	-4,2	1913	132	7,4	7848	-564	-6,7
1953	7240	-2521	-25,8	1569	-344	-18,0	5671	-2177	-27,7
1954	8668	1428	19,7	1743	174	11,1	6925	1254	22,1
1955	12012	3344	38,6	1970	227	13,0	10042	3117	45,0
1956	12023	11	0,1	1872	-98	-5,0	10151	109	1,1
1957	13219	1196	9,9	1998	126	6,7	11221	1070	10,5
1958	15053	1834	13,9	2445	447	22,4	12608	1387	12,4
1959	14042	-1011	-6,7	2457	12	0,5	11585	-1023	-8,1
1960	15196	1154	8,2	2808	351	14,3	12388	803	6,9
1961	14097	-1099	-7,2	2992	184	6,6	11105	-1283	-10,4
1962	12050	-2047	-14,5	2979	-13	-0,4	9071	-2034	-18,3
1963	11640	-410	-3,4	2841	-138	-4,6	8799	-272	-3,0
1964	11214	-426	-3,7	3022	181	6,4	8192	-607	-6,9
1965	8799	-2415	-21,5	2373	-649	-21,5	6426	-1766	-21,6
1966	9058	259	2,9	2473	100	4,2	6585	159	2,5
1967	8199	-859	-9,5	2391	-82	-3,3	5808	-777	-11,8
1968	8488	289	3,5	2894	503	21,0	5594	-214	-3,7
1969	7175	-1313	-15,5	3108	214	7,4	4067	-1527	-27,3
1970	7084	-91	-1,3	3137	29	0,9	3947	-120	-3,0
1971	7504	420	5,9	3487	350	11,2	4017	70	1,8
1972	6540	-964	-12,8	3387	-100	-2,9	3153	-864	-21,5
1973	5928	-612	-9,4	3534	147	4,3	2394	-759	-24,1
1974	6229	301	5,1	3929	395	11,2	2300	-94	-3,9
1975	4636	-1593	-25,6	3746	-183	-4,7	890	-1410	-61,3
1976	5333	697	15,0	4106	360	9,6	1227	337	37,9
1977	4899	-434	-8,1	4013	-93	-2,3	886	-341	-27,8
1978	4640	-259	-5,3	4044	31	0,8	596	-290	-32,7
1979	4123	-517	-11,1	4022	-22	-0,5	101	-495	-83,1
1980	3743	-380	-9,2	4129	107	2,7	-386	-487	-482,2
1981	3472	-271	-7,2	4010	-119	-2,9	-538	-152	39,4
1982	4144	672	19,4	4132	122	3,0	12	550	-102,2
1983	5380	1236	29,8	4821	689	16,7	559	547	4558,3
1984	3550	-1830	-34,0	4410	-411	-8,5	-860	-1419	-253,8
1985	3003	-547	-15,4	4629	219	5,0	-1626	-766	89,1
1986	4927	1924	64,1	5228	599	12,9	-301	1325	-81,5
1987	2965	-1962	-39,8	4105	-1123	-21,5	-1140	-839	278,7
1988	3261	296	10,0	4856	751	18,3	-1595	-455	39,9
1989	2352	-909	-27,9	4349	-507	-10,4	-1997	-402	25,2
1990	1680	-672	-28,6	4222	-127	-2,9	-2542	-545	27,3
1991	431	-1249	-74,3	3805	-417	-9,9	-3374	-832	32,7

Продовження дод. Г

A	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1992	-80	-511	-118,6	3206	-599	-15,7	-3286	88	-2,6
1993	-1392	-1312	1640,0	2544	-662	-20,6	-3936	-650	19,8
1994	-1956	-564	40,5	1878	-666	-26,2	-3834	102	-2,6
1995	-2010	-54	2,8	1690	-188	-10,0	-3700	134	-3,5
1996	-2805	-795	39,6	1386	-304	-18,0	-4191	-491	13,3
1997	-3866	-1061	37,8	850	-536	-38,7	-4716	-525	12,5
1998	-3580	286	-7,4	797	-53	-6,2	-4377	339	-7,2
1999	-5372	-1792	50,1	-165	-962	-120,7	-5207	-830	19,0
2000	-5151	221	-4,1	-146	19	-11,5	-5005	202	-3,9
2001	-6194	-1043	20,2	-538	-392	268,5	-5656	-651	13,0
2002	-5901	293	-4,7	-340	198	-36,8	-5561	95	-1,7
2003	-6347	-446	7,6	-20	320	-94,1	-6327	-766	13,8
2004	-5086	1261	-19,9	245	265	-1325,0	-5331	996	-15,7
2005	-5767	-681	13,4	96	-149	-60,8	-5863	-532	10,0
2006	-4933	834	-14,5	346	250	260,4	-5279	584	-10,0

* Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Додаток Д

**Динаміка кількості зареєстрованих шлюбів у Тернопільській області
протягом 1950–2006 рр. за типом поселення**

Роки	Тернопільська область			Міські поселення			Сільська місцевість		
	Кількість зареєстрованих шлюбів	Ланцюговий абсолютний приріст	Ланцюговий темп приросту, %	Кількість зареєстрованих шлюбів	Ланцюговий абсолютний приріст	Ланцюговий темп приросту, %	Кількість зареєстрованих шлюбів	Ланцюговий абсолютний приріст	Ланцюговий темп приросту, %
А	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1950	8345	-	-	1911	-	-	6434	-	
1951	8330	-15	-0,2	1945	34	1,8	6385	-49	-0,8
1952*	7854	-476	-5,7	1675	-270	-13,9	6179	-206	-3,2
1953	7369	-485	-6,2	1488	-187	-11,2	5881	-298	-4,8
1954	9575	2206	29,9	1545	57	3,8	8030	2149	36,5
1955	10439	864	9,0	1512	-33	-2,1	8927	897	11,2
1956*	11109	670	6,4	1528	16	1,1	9581	654	7,3
1957	12130	1021	9,2	1704	176	11,5	10426	845	8,8
1958	11925	-205	-1,7	1994	290	17,0	9931	-495	-4,7
1959	10204	-1721	-14,4	1644	-350	-17,6	8560	-1371	-13,8
1960*	10307	103	1,0	1934	290	17,6	8373	-187	-2,2
1961	9815	-492	-4,8	2168	234	12,1	7647	-726	-8,7
1962	9156	-659	-6,7	2171	3	0,1	6985	-662	-8,7
1963	8621	-535	-5,8	1968	-203	-9,4	6653	-332	-4,8
1964*	8000	-621	-7,2	1782	-186	-9,5	6218	-435	-6,5
1965	8783	783	9,8	1982	200	11,2	6801	583	9,4
1966	8667	-116	-1,3	2208	226	11,4	6459	-342	-5,0
1967	9319	652	7,5	2374	166	7,5	6945	486	7,5
1968*	9787	468	5,0	2468	94	4,0	7319	374	5,4
1969	10045	258	2,6	2826	358	14,5	7219	-100	-1,4
1970	9819	-226	-2,2	2674	-152	-5,4	7145	-74	-1,0
1971	10512	693	7,1	3005	331	12,4	7507	362	5,1
1972*	9778	-734	-7,0	2721	-284	-9,5	7057	-450	-6,0
1973	10063	285	2,9	2988	267	9,8	7075	18	0,3
1974	9909	-154	-1,5	3310	322	10,8	6599	-476	-6,7
1975	10894	985	9,9	3684	374	11,3	7210	611	9,3
1976*	10644	-250	-2,3	3312	-372	-10,1	7332	122	1,7
1977	12130	1486	14,0	3767	455	13,7	8363	1031	14,1
1978	11335	-795	-6,6	3596	-171	-4,5	7739	-624	-7,5
1979	11888	553	4,9	3844	248	6,9	8044	305	3,9
1980*	10004	-1884	-15,8	3378	-466	-12,1	6626	-1418	-17,6
1981	10593	589	5,9	3674	296	8,8	6919	293	4,4
1982	10749	156	1,5	3936	262	7,1	6813	-106	-1,5
1983	11538	789	7,3	4293	357	9,1	7245	432	6,3
1984*	9603	-1935	-16,8	3544	-749	-17,4	6059	-1186	-16,4
1985	10112	509	5,3	4144	600	16,9	5968	-91	-1,5
1986	9849	-263	-2,6	4289	145	3,5	5560	-408	-6,8
1987	10521	672	6,8	4845	556	13,0	5676	116	2,1
1988*	9652	-869	-8,3	4385	-460	-9,5	5267	-409	-7,2

Продовження дод. Д

<i>A</i>	<i>1</i>	<i>2</i>	<i>3</i>	<i>4</i>	<i>5</i>	<i>6</i>	<i>7</i>	<i>8</i>	<i>9</i>
1989	10390	738	7,6	4715	330	7,5	5675	408	7,7
1990	10144	-246	-2,4	4779	64	1,4	5365	-310	-5,5
1991	10520	376	3,7	4971	192	4,0	5549	184	3,4
1992*	8511	-2009	-19,1	4083	-888	-17,9	4428	-1121	-20,2
1993	9017	506	5,9	4253	170	4,2	4764	336	7,6
1994	8668	-349	-3,9	4137	-116	-2,7	4531	-233	-4,9
1995	9622	954	11,0	4822	685	16,6	4800	269	5,9
1996*	7500	-2122	-22,1	3515	-1307	-27,1	3985	-815	-17,0
1997	7916	416	5,5	3770	255	7,3	4146	161	4,0
1998	7345	-571	-7,2	3480	-290	-7,7	3865	-281	-6,8
1999	8049	704	9,6	3808	328	9,4	4241	376	9,7
2000*	6856	-1193	-14,8	3266	-542	-14,2	3590	-651	-15,4
2001	7303	447	6,5	3605	339	10,4	3698	108	3,0
2002	7872	569	7,8	3915	310	8,6	3957	259	7,0
2003	8999	1127	14,3	4745	830	21,2	4254	297	7,5
2004*	7298	-1701	-18,9	3674	-1071	-22,6	3624	-630	-14,8
2005	8180	882	12,1	4245	571	15,5	3935	311	8,6
2006	8726	546	6,7	4458	213	5,0	4268	333	8,5

Примітка: * позначено високосні роки.

Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Додаток Е

**Динаміка кількості зареєстрованих розлучень у Тернопільській області
протягом 1950–2006 рр. за типом поселення***

Роки	Тернопільська область			Міські поселення			Сільська місцевість		
	Кількість зареєстрованих розлучень	Ланцюговий абсолютний приріст	Ланцюговий темп приросту, %	Кількість зареєстрованих розлучень	Ланцюговий абсолютний приріст	Ланцюговий темп приросту, %	Кількість зареєстрованих розлучень	Ланцюговий абсолютний приріст	Ланцюговий темп приросту, %
А	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1950	58	-	-	19	-	-	39	-	-
1951	0	-	-	0	-	-	0	-	-
1952	0	-	-	0	-	-	0	-	-
1953	0	-	-	0	-	-	0	-	-
1954	0	-	-	0	-	-	0	-	-
1955	195	-	-	114	-	-	81	-	-
1956	191	-4	-2,1	108	-6	-5,3	83	2	2,5
1957	292	101	52,9	140	32	29,6	152	69	83,1
1958	492	200	68,5	258	118	84,3	234	82	53,9
1959	438	-54	-11,0	217	-41	-15,9	221	-13	-5,6
1960	521	83	18,9	341	124	57,1	180	-41	-18,6
1961	539	18	3,5	314	-27	-7,9	225	45	25,0
1962	505	-34	-6,3	288	-26	-8,3	217	-8	-3,6
1963	460	-45	-8,9	278	-10	-3,5	182	-35	-16,1
1964	637	177	38,5	371	93	33,5	266	84	46,2
1965	683	46	7,2	411	40	10,8	272	6	2,3
1966	1176	493	72,2	785	374	91,0	391	119	43,8
1967	1262	86	7,3	832	47	6,0	430	39	10,0
1968	1390	128	10,1	916	84	10,1	474	44	10,2
1969	1321	-69	-5,0	726	-190	-20,7	595	121	25,5
1970	1420	99	7,5	794	68	9,4	626	31	5,2
1971	1433	13	0,9	900	106	13,4	533	-93	-14,9
1972	1529	96	6,7	1009	109	12,1	520	-13	-2,4
1973	1553	24	1,6	828	-181	-17,9	725	205	39,4
1974	1652	99	6,4	971	143	17,3	681	-44	-6,1
1975	1842	190	11,5	1047	76	7,8	795	114	16,7
1976	2050	208	11,3	1098	51	4,9	952	157	19,7
1977	2019	-31	-1,5	1099	1	0,1	920	-32	-3,4
1978	1933	-86	-4,3	1073	-26	-2,4	860	-60	-6,5
1979	2014	81	4,2	1216	143	13,3	798	-62	-7,2
1980	1869	-145	-7,2	1106	-110	-9,0	763	-35	-4,4
1981	1891	22	1,2	1083	-23	-2,1	808	45	5,9
1982	1956	65	3,4	1115	32	3,0	841	33	4,1
1983	2093	137	7,0	1215	100	9,0	878	37	4,4
1984	2065	-28	-1,3	1265	50	4,1	800	-78	-8,9
1985	2080	15	0,7	1274	9	0,7	806	6	0,8
1986	2056	-24	-1,2	1244	-30	-2,4	812	6	0,7
1987	2041	-15	-0,7	1217	-27	-2,2	824	12	1,5
1988	2070	29	1,4	1427	210	17,3	643	-181	-22,0

Продовження дод. Е

<i>A</i>	<i>1</i>	<i>2</i>	<i>3</i>	<i>4</i>	<i>5</i>	<i>6</i>	<i>7</i>	<i>8</i>	<i>9</i>
1989	2052	-18	-0,9	1510	83	5,8	542	-101	-15,7
1990	2094	42	2,0	1504	-6	-0,4	590	48	8,9
1991	2289	195	9,3	1663	159	10,6	626	36	6,1
1992	2611	322	14,1	1801	138	8,3	810	184	29,4
1993	2684	73	2,8	1939	138	7,7	745	-65	-8,0
1994	2649	-35	-1,3	1852	-87	-4,5	797	52	7,0
1995	2424	-225	-8,5	1709	-143	-7,7	715	-82	-10,3
1996	2378	-46	-1,9	1687	-22	-1,3	691	-24	-3,4
1997	2591	213	9,0	1740	53	3,1	851	160	23,2
1998	2560	-31	-1,2	1691	-49	-2,8	869	18	2,1
1999	2630	70	2,7	1701	10	0,6	929	60	6,9
2000	2764	134	5,1	1740	39	2,3	1024	95	10,2
2001	2722	-42	-1,5	1690	-50	-2,9	1032	8	0,8
2002	3077	355	13,0	1841	151	8,9	1236	204	19,8
2003	3588	511	16,6	2104	263	14,3	1484	248	20,1
2004	3440	-148	-4,1	2008	-96	-4,6	1432	-52	-3,5
2005	3706	266	7,7	2108	100	5,0	1598	166	11,6
2006	3467	-239	-6,4	1975	-133	-6,3	1492	-106	-6,6

* Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Додаток Ж

Таблиця Ж.1

Показники структурних зрушень і концентрації кількості народжених за віком матері у Тернопільській області*

Вік матері, років	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000	2006
Середньорічні темпи приросту питомої ваги, процентних пунктів										
до 20	-	-3,1	12,0	4,1	2,8	-2,4	7,7	4,6	-2,2	-7,2
20–24	-	-1,7	4,8	3,1	3,1	-0,7	-0,8	-0,1	0,8	-1,9
25–29	-	0,2	-4,4	0,8	-2,2	3,2	-1,9	-2,2	0,3	4,4
30–34	-	1,2	-2,4	-8,4	-3,5	-0,1	1,0	-2,5	-0,8	6,8
35–39	-	2,0	-2,3	-4,0	-11,1	-1,8	-4,4	3,0	-0,3	3,6
40–44	-	10,1	0,0	-5,3	-6,6	-13,6	0,5	-0,1	3,8	-4,6
45–49	-	-7,1	3,8	1,0	-10,1	-21,6	7,7	0,7	-5,3	-1,9
Середнє квадратичне коливання питомої ваги, %	-	1,3	4,1	3,5	3,2	1,8	2,1	1,8	1,0	3,6
Коефіцієнт відносних структурних зрушень, %	-	10,7	25,3	20,5	18,9	11,7	16,0	12,0	5,7	22,0
Модифікований коефіцієнт концентрації Лоренца, %	41,0	39,9	38,0	41,0	45,3	42,4	38,0	36,8	37,3	38,5

* Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Таблиця Ж.2

Показники структурних зрушень і концентрації кількості народжених за віком матері у міських поселеннях Тернопільської області*

Вік матері, років	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000	2006
Середньорічні темпи приросту питомої ваги, процентних пунктів										
до 20	-	1,8	11,8	1,5	1,0	-2,6	10,1	4,2	-2,5	-6,4
20–24	-	-1,3	5,1	2,6	0,5	-1,0	-0,3	-0,1	1,4	-2,2
25–29	-	2,1	-4,9	2,0	-0,5	2,1	-2,7	-2,1	-0,7	4,4
30–34	-	-2,5	-0,6	-10,1	2,3	0,4	0,7	-1,3	-1,2	4,5
35–39	-	-1,3	-7,5	-2,6	-10,3	2,8	-3,5	6,0	-1,1	2,0
40–44	-	8,8	0,3	-13,5	-2,2	-12,1	6,7	1,2	8,7	-5,3
45–49	-	20,2	-20,8	-8,9	-22,1	11,9	14,4	5,5	-100,0	-
Середнє квадратичне коливання питомої ваги, %	-	1,8	4,8	3,6	1,1	1,5	2,3	1,6	1,4	4,0
Коефіцієнт відносних структурних зрушень, %	-	11,9	27,7	21,4	10,6	9,2	18,9	11,4	8,7	23,0
Модифікований коефіцієнт концентрації Лоренца, %	42,5	41,6	41,9	47,4	47,9	48,7	44,0	41,6	43,3	44,3

* Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Таблиця Ж.3

Показники структурних зрушень та концентрації кількості народжених за віком матері у сільській місцевості Тернопільської області*

Вік матері, років	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000	2006
Середньорічні темпи приросту питомої ваги, процентних пунктів										
до 20	-	-3,8	12,2	5,5	3,9	-1,8	7,0	4,4	-2,3	-5,5
20–24	-	-2,0	4,3	3,0	4,7	-0,4	-1,0	-0,1	0,3	-1,1
25–29	-	-0,2	-4,3	0,0	-3,7	3,8	-1,6	-2,1	1,3	2,9
30–34	-	2,1	-2,6	-7,4	-6,6	-0,8	0,8	-3,3	-0,1	6,3
35–39	-	2,8	-0,6	-3,5	-11,0	-3,9	-5,1	0,3	0,8	3,7
40–44	-	10,7	0,5	-2,4	-7,0	-13,5	-2,2	-1,3	0,1	-2,7
45–49	-	-12,6	12,5	3,7	-8,1	-25,8	3,5	-4,0	11,3	-4,9
Середнє квадратичне коливання питомої ваги, %	-	1,6	3,8	3,3	4,7	1,8	2,2	1,8	1,0	3,1
Коефіцієнт відносних структурних зрушень, %	-	12,9	24,6	19,7	26,0	13,1	15,7	11,9	6,1	20,7
Модифікований коефіцієнт концентрації Лоренца, %	40,4	39,2	36,2	36,8	42,6	45,9	44,2	45,7	45,5	42,4

* Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Додаток 3

Таблиця 3.1

**Показники структурних зрушень і концентрації
кількості померлих чоловіків за віком у Тернопільській області***

Вік померлих, років	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000	2005
Середньорічні темпи приросту питомої ваги, процентних пунктів										
0–4	-	-12,5	-11,1	4,0	-8,5	0,3	-7,1	-1,9	-6,0	-10,3
5–9	-	-1,7	-5,0	-7,5	-1,9	-8,6	-4,0	6,4	-8,8	9,0
10–14	-	-0,5	1,2	-4,7	-7,9	-2,4	2,6	-4,6	-16,4	4,6
15–19	-	-5,4	5,2	0,9	-5,1	-14,1	11,7	-3,2	-0,6	-6,3
20–24	-	-11,7	8,3	0,6	-8,7	-2,6	6,8	-3,5	-0,2	-0,8
25–29	-	-6,4	-4,1	-0,1	0,8	-2,5	0,0	-0,3	3,4	-4,3
30–34	-	0,7	-6,0	-4,7	3,5	-4,8	5,3	5,2	-4,4	0,1
35–39	-	3,6	2,0	-1,0	-6,3	-1,6	3,7	5,8	-3,8	0,3
40–44	-	3,0	3,9	5,0	-1,7	-8,4	5,1	6,8	0,9	0,1
45–49	-	-7,1	6,9	3,9	2,9	-4,1	-0,8	2,0	2,1	4,0
50–54	-	-5,3	-10,5	12,7	3,6	2,6	-0,4	-1,7	-1,8	5,3
55–59	-	1,6	-6,0	-10,1	12,9	3,7	1,1	-0,8	-4,3	0,5
60–64	-	5,0	0,0	-5,3	-11,0	11,5	4,8	0,4	-0,9	-4,6
65–69	-	5,2	1,9	-0,6	-3,8	-2,5	1,2	3,7	3,0	-4,1
70–79	-	1,8	1,9	2,1	1,8	-1,2	-5,8	-2,1	6,8	1,7
80–89	-	3,1	2,3	-0,4	3,0	-0,3	2,9	-1,0	-7,9	3,1
90 і старші	-	-5,5	7,9	-1,1	-0,4	6,7	5,6	-2,6	0,1	-7,4
Середнє квадратичне коливання питомої ваги, %	-	2,0	1,4	1,4	1,8	1,2	2,1	0,9	2,5	1,3
Коефіцієнт відносних структурних зрушень, %	-	26,2	21,9	21,7	26,7	21,8	20,9	13,2	25,3	17,5
Модифікований коефіцієнт концентрації Лоренца, %	40,6	44,5	46,4	44,7	45,2	46,8	45,1	43,5	44,8	45,2

*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Таблиця 3.2

**Показники структурних зрушень та концентрації
кількості померлих жінок за віком у Тернопільській області***

Вік померлих, років	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000	2005
Середньорічні темпи приросту питомої ваги, процентних пунктів										
0–4	-	-14,7	-8,3	2,1	-4,0	-4,7	-5,1	-4,3	-8,0	-3,1
5–9	-	-10,6	-2,6	5,2	-10,2	4,0	-6,8	-8,0	-14,4	-6,3
10–14	-	1,8	-4,9	3,9	-12,9	-0,6	-2,7	-1,0	-1,3	2,9
15–19	-	-17,7	10,9	-0,9	-13,7	2,0	6,2	-6,2	4,1	0,3
20–24	-	-9,5	1,8	-1,9	-8,2	-5,0	-1,6	6,1	-11,0	0,7
25–29	-	-11,7	-8,6	6,3	-8,4	-1,4	8,8	-4,1	-3,9	0,0
30–34	-	-10,0	-5,5	-8,7	1,9	-4,3	8,4	-7,0	-1,8	-2,8
35–39	-	-1,4	-5,3	-3,6	-11,2	1,3	0,6	4,0	0,0	-3,1
40–44	-	8,5	-6,4	-2,1	-1,7	-5,6	-24,9	35,8	2,1	-7,7
45–49	-	-12,6	7,4	-4,6	3,7	-5,3	-3,7	0,1	2,0	0,0
50–54	-	-5,8	-6,5	4,5	1,3	-2,4	-4,7	0,3	-1,6	-2,0
55–59	-	-0,2	-4,4	-10,7	12,0	-2,7	-1,2	-1,0	-4,2	-1,4
60–64	-	-0,5	-0,7	-3,0	-9,8	7,4	3,0	1,6	-6,0	-4,4
65–69	-	4,2	2,3	-1,8	-4,3	-4,9	8,0	-1,0	-0,9	-2,4
70–79	-	1,8	0,4	1,2	1,9	-0,7	-4,2	-1,7	5,9	-0,2
80–89	-	4,0	1,6	1,2	0,4	3,2	1,8	0,1	-3,8	2,9
90 і старші	-	2,4	2,9	2,8	1,7	-1,9	3,6	4,3	2,9	-1,3
Середнє квадратичне коливання питомої ваги, %	-	1,9	0,8	0,9	1,3	1,4	2,0	0,8	2,6	1,2
Коефіцієнт відносних структурних зрушень, %	-	26,2	15,3	14,3	20,8	16,1	21,6	20,1	22,7	11,3
Модифікований коефіцієнт концентрації Лоренца, %	44,3	49,7	53,0	55,0	56,0	56,7	58,7	58,5	60,3	62,5

* Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Додаток К

Таблиця К.1

Структура померлих за основними причинами смертності у міських поселеннях Тернопільської області*

	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000	2005	2006
Питома вага, %									
Всього	100	100	100	100	100	100	100	100	100
в тому числі від									
інфекційних та паразитарних хвороб	3,1	2,7	2,1	0,8	0,9	1,0	1,7	1,5	1,2
з них від туберкульозу	2,4	1,5	1,1	0,7	0,6	0,7	1,5	1,3	0,9
злоякісних новоутворень	14,3	15,5	16,8	16,8	17,0	16,9	16,2	14,9	16,1
хвороб системи кровообігу	47,5	49,8	55,6	54,3	53,7	53,4	58,8	61,8	60,8
хвороб органів дихання	19,5	12,5	7,5	11,5	9,8	7,8	5,8	3,7	3,9
хвороб органів травлення	3,3	4,3	4,2	3,5	3,7	4,7	4,1	5,0	4,0
зовнішніх причин	7,0	7,8	7,6	7,2	8,8	10,0	7,9	7,7	7,3
Середньорічні темпи приросту питомої ваги померлих, процентних пунктів									
від інфекційних та паразитарних хвороб	–	–2,5	–5,3	–16,4	1,9	2,3	10,5	–2,4	–5,9
з них від туберкульозу	–	–8,6	–6,7	–8,6	–2,3	2,8	16,1	–3,5	–8,2
від злоякісних новоутворень	–	1,6	1,6	0,0	0,2	–0,1	–0,8	–1,7	–0,2
від хвороб системи кровообігу	–	1,0	2,2	–0,5	–0,2	–0,1	1,9	1,0	0,6
від хвороб органів дихання	–	–8,5	–9,7	8,9	–3,1	–4,7	–5,5	–8,7	–6,7
від хвороб органів травлення	–	5,8	–0,6	–3,6	1,3	4,6	–2,5	4,2	–0,2
від зовнішніх причин	–	2,0	–0,4	–1,1	4,1	2,6	–4,6	–0,5	–1,3
Показники структурних зрушень і ступеня концентрації									
Середнє квадратичне коливання питомої ваги, %	–	2,9	2,9	1,7	0,9	1,0	2,3	1,5	1,1
Коефіцієнт відносних структурних зрушень, %	–	18,4	17,5	17,7	5,3	8,4	15,5	11,5	10,7
Модифікований коефіцієнт концентрації Лоренца, %	43,8	40,3	47,4	46,1	45,7	45,3	50,0	51,7	51,9

* Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Таблиця К.2

**Структура померлих за основними причинами смертності
у сільській місцевості Тернопільської області***

	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000	2005	2006
Питома вага, %									
Всього	100	100	100	100	100	100	100	100	100
в тому числі від									
інфекційних та паразитарних хвороб	3,1	2,6	1,4	0,9	0,8	0,9	1,3	1,0	1,1
з них від туберкульозу	2,6	1,7	0,8	0,7	0,5	0,7	1,1	0,9	0,9
злякисних новоутворень	8,2	8,4	9,1	9,3	10,9	11,3	12,2	10,3	9,9
хвороб системи кровообігу	52,3	61,2	67,5	65,0	63,5	63,4	68,9	70,7	71,5
хвороб органів дихання	23,7	17,6	12,6	16,2	15,1	13,5	7,6	6,2	6,2
хвороб органів травлення	2,1	2,0	2,1	1,6	1,9	2,0	2,0	2,4	2,1
зовнішніх причин	4,4	4,6	3,3	3,9	4,8	5,0	4,5	4,9	5,3
Середньорічні темпи приросту питомої ваги померлих, процентних пунктів									
від інфекційних та паразитарних хвороб	-	-3,5	-11,3	-9,2	-1,2	1,3	7,6	-3,5	-2,1
з них від туберкульозу	-	-8,7	-13,7	-2,5	-6,3	6,2	9,5	-3,6	-3,0
від злякисних новоутворень	-	0,6	1,6	0,4	3,3	0,6	1,5	-3,4	-3,4
від хвороб системи кровообігу	-	3,2	2,0	-0,8	-0,5	0,0	1,7	0,5	0,6
від хвороб органів дихання	-	-5,7	-6,5	5,2	-1,4	-2,2	-10,9	-4,0	-3,3
від хвороб органів травлення	-	-1,0	0,7	-5,0	3,6	0,4	0,1	4,2	0,6
від зовнішніх причин	-	0,5	-6,1	3,4	4,1	0,9	-2,4	1,9	2,9
Показники структурних зрушень і ступеня концентрації									
Середнє квадратичне коливання питомої ваги, %	-	4,1	3,2	1,7	1,0	0,6	3,1	1,2	1,5
Коефіцієнт відносних структурних зрушень, %	-	18,7	17,7	12,1	7,2	4,9	18,8	8,8	9,1
Модифікований коефіцієнт концентрації Лоренца, %	51,0	53,8	55,1	56,2	53,6	51,9	56,4	58,2	59,0

* Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Додаток Л

Структура померлих у Тернопільській області за статтю, віком та основними причинами смертності в 2006 р.*

Вік померлих, років	Туберкульоз		Злоякісні новоутворення		Хвороби системи кровообігу		Хвороби органів дихання		Хвороби органів травлення		Зовнішні причини смертності		Транспортні нещасні випадки		Випадкові отруєння, спричинені отруйними речовинами		Навмисні самоубицтва	
	Чоловіки	Жінки	Чоловіки	Жінки	Чоловіки	Жінки	Чоловіки	Жінки	Чоловіки	Жінки	Чоловіки	Жінки	Чоловіки	Жінки	Чоловіки	Жінки	Чоловіки	Жінки
Всього	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
0	0	0	0,2	0	0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,6	1,8	0,7	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
1-4	0	0	0,2	0,3	0	0,0	0,3	0,4	0,0	0,0	0,7	3,0	0,0	0,0	0,0	8,3	0,0	0,0
5-9	0	0	0,1	0,4	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,7	1,8	0,0	0,0	0,0	4,2	0,0	0,0
10-14	0	0	0,1	0	0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	1,0	1,8	0,7	4,1	0,0	0,0	2,6	0,0
15-19	0	0	0,2	0,3	0,0	0,0	0,2	0,4	0,0	0,0	2,3	3,7	6,5	4,1	0,7	0,0	1,7	18,2
20-24	0	4,0	0,2	0,8	0,1	0,0	0,2	0,8	0,9	0,0	5,8	4,9	12,3	4,1	3,6	8,3	5,1	18,2
25-29	3,2	0	0,6	0,5	0,2	0,0	0,3	0,0	2,4	0,0	6,0	4,3	14,5	8,2	2,2	0,0	6,8	0,0
30-34	7,3	16,0	0,7	1,8	0,6	0,0	1,2	1,5	5,4	2,8	8,1	2,4	10,9	2,0	8,7	0,0	7,7	0,0
35-39	8,1	24,0	0,7	1,4	0,4	0,0	1,5	0,4	6,3	3,7	9,8	4,9	8,7	6,1	7,2	8,3	7,7	9,1
40-44	16,1	12,0	2,6	2,8	1,5	0,2	1,7	0,4	12,3	6,5	11,0	11,0	8,0	4,1	11,6	8,3	12,0	9,1
45-49	22,6	8,0	6,3	5,4	3,6	0,4	4,5	0,4	20,7	11,2	17,2	11,0	7,2	28,6	20,3	12,5	16,2	0,0
50-54	11,3	16,0	9,6	8,0	3,8	0,7	4,5	1,5	15,9	8,4	10,8	7,9	10,1	4,1	22,5	12,5	11,1	18,2
55-59	7,3	0,0	13,6	12,7	5,8	2,1	6,6	3,9	15,6	20,6	9,9	12,8	8,7	8,2	8,0	12,5	6,8	18,2
60-64	6,5	0,0	13,5	9,6	7,7	2,8	6,1	3,5	7,8	12,1	3,8	4,3	3,6	4,1	4,3	4,2	3,4	9,1
65-69	12,1	8,0	19,4	14,5	13,1	6,8	11,4	5,0	5,1	12,1	4,7	5,5	2,2	8,2	4,3	0,0	6,0	0,0
70-74	4,0	8,0	16,5	17,6	19,0	13,7	19,8	13,9	3,3	8,4	4,2	7,3	0,0	6,1	5,8	8,3	6,8	0,0
75-79	0,8	4,0	10,7	14,6	20,1	21,6	18,9	19,3	2,7	9,3	2,2	2,4	3,6	0,0	0,0	0,0	4,3	0,0
80-84	0,8	0	3,8	7,3	14,2	26,4	14,3	23,6	1,2	4,7	0,7	7,3	2,2	2,0	0,7	12,5	0,9	0,0
85-89	0	0	1,0	1,9	6,2	13,8	5,8	13,1	0,6	0,0	0,2	1,8	0,0	0,0	0,0	0,0	0,9	0,0
90-94	0	0	0,1	0,1	2,8	8,4	1,4	7,7	0,0	0,0	0,1	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
95-99	0	0	0,0	0	0,7	2,8	0,3	4,2	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
100+	0	0	0,0	0	0,2	0,3	0,2	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0

*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Додаток М

Таблиця М.1

Структура дітей, які померли у віці до 1 року, за окремими причинами смертності й типом поселення в Тернопільській області*

(%)

	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000	2006
Тернопільська область										
Всього	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
з них від										
інфекційних і паразитарних хвороб	9,1	6,2	10,8	17,3	13,4	3,7	4,2	7,7	2,6	4,6
хвороб органів дихання	51,1	54,9	43,8	42,7	25,8	24,6	13,6	9,3	6,0	5,5
у т.ч. гострої пневмонії	50,5	52,4	31,9	38,6	20,6	10,7	2,1	2,6	2,0	1,8
хвороб органів травлення	12,7	7,5	0,0	0,3	1,0	1,8	2,1	2,6	0,0	0,0
окремих станів, що виникають у перинатальному періоді	2,9	13,2	13,9	16,7	24,1	23,2	44,0	29,4	34,4	42,2
вроджених вад розвитку, деформацій і хромосомних аномалій	9,4	6,0	23,5	16,7	25,4	29,0	22,5	31,4	27,8	34,9
зовнішніх причин захворюваності та смертності	0,3	0,7	4,4	2,0	3,4	7,4	2,6	5,7	2,0	7,3
Міські поселення										
Всього	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
з них від										
інфекційних і паразитарних хвороб	10,4	5,8	8,5	9,6	9,8	6,7	0,9	6,3	0,0	0,0
хвороб органів дихання	52,0	50,0	46,5	35,6	18,7	10,6	9,0	2,5	6,3	4,0
у т.ч. гострої пневмонії	50,4	46,5	33,8	32,6	15,4	1,9	0,9	0,0	0,0	0,0
хвороб органів травлення	12,8	9,3	0,0	0,7	0,0	2,9	0,9	5,0	0,0	0,0
окремих станів, що виникають у перинатальному періоді	6,4	18,6	19,7	27,4	36,6	39,4	50,5	53,8	50,0	44,0
вроджених вад розвитку, деформацій і хромосомних аномалій	11,2	9,3	15,5	18,5	25,2	28,8	19,8	36,3	29,2	42,0
зовнішніх причин захворюваності та смертності	0,0	1,2	1,4	0,0	5,7	0,0	0,0	3,8	0,0	8,0

Продовження табл. М.1
(%)

	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000	2006
Сільська місцевість										
Всього	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
з них від										
інфекційних і паразитарних хвороб	8,2	6,3	11,7	22,2	16,1	6,4	8,8	8,8	4,8	3,4
хвороб органів дихання	50,5	56,2	42,8	47,2	31,0	15,6	20,0	14,0	7,2	6,8
у т.ч. гострої пневмонії	49,5	54,0	31,1	43,4	24,4	4,3	3,8	0,0	3,6	3,4
хвороб органів травлення	12,6	7,0	0,0	0,5	1,8	0,7	3,8	4,4	0,0	0,0
окремих станів, що виникають у перинатальному періоді	0,5	11,7	11,7	9,9	14,9	22,7	35,0	23,7	33,7	40,7
вроджених вад розвитку, деформацій і хромосомних аномалій	8,2	5,1	21,7	15,6	25,6	25,5	26,3	2,6	33,7	28,8
зовнішніх причин захворюваності та смертності	0,5	0,6	1,7	3,3	1,8	9,2	6,3	7,0	3,6	6,8

* Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Додаток Н

Таблиця Н.1

Структура шлюбів за віком чоловіка і жінки у Тернопільській області в 2006 р. (перший варіант)*

	Всього	У т. ч. за віком чоловіка, років												
		до 19	19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49	50-54	55-59	60+		
Всього	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
У т. ч. за віком жінки, років														
До 19	14,9	55,3	41,0	21,5	9,0	2,1	0,5	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
19	10,9	17,0	23,1	15,1	9,4	3,1	1,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
20-24	47,3	26,4	35,1	57,2	54,7	35,1	15,9	4,3	3,7	2,0	4,3	1,1		
25-29	14,1	0,6	0,8	5,5	22,3	37,0	26,8	15,9	9,9	3,0	2,2	0,0		
30-34	5,2	0,6	0,0	0,5	3,7	17,3	30,2	24,2	11,1	2,0	2,2	3,4		
35-39	2,9	0,0	0,0	0,1	0,7	4,6	17,4	27,1	17,9	18,2	6,5	1,1		
40-44	1,8	0,0	0,0	0,0	0,2	0,6	6,5	19,1	23,5	16,2	13,0	6,7		
45-49	1,4	0,0	0,0	0,0	0,0	0,2	1,0	7,6	27,2	35,4	19,6	6,7		
50-54	0,7	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,7	5,6	19,2	26,1	16,9		
55-59	0,4	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,5	1,1	0,6	4,0	26,1	15,7		
60+	0,5	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,6	0,0	0,0	48,3		
Середній вік жінки при укладенні шлюбу, років	24,2	19,3	19,6	21,0	23,2	26,7	31,4	36,1	40,5	44,9	48,4	59,1		
Віковий лаг нареченого, років	x	2,8	0,6	-1,0	-3,8	-5,3	-5,6	-5,9	-6,5	-7,1	-8,7	-2,9		

*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Таблиця Н.2
Структура шлюбів за віком чоловіка і жінки у Тернопільській області в 2006 р. (другий варіант)*

	Всього	У т. ч. за віком чоловіка, років											Середній вік чоловіка при укладенні шлюбу, років	Віковий лат нареченої, років
		до 19	19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49	50-54	55-59	60+		
Всього	100	1,8	2,9	46,3	27,6	9,3	4,4	3,2	1,9	1,1	0,5	1,0	27,4	x
У т. ч. за віком жінки, років														
до 19	100	6,8	7,9	67,2	16,7	1,3	0,2	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	22,7	5,7
19	100	2,8	6,1	64,3	23,7	2,6	0,4	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	23,5	4,5
20-24	100	1,0	2,1	56,0	31,9	6,9	1,5	0,3	0,1	0,0	0,0	0,0	25,0	3,0
25-29	100	0,1	0,2	18,1	43,6	24,4	8,4	3,6	1,3	0,2	0,1	0,0	29,7	2,7
30-34	100	0,2	0,0	4,2	19,5	30,7	25,4	14,7	3,9	0,4	0,2	0,7	34,9	2,9
35-39	100	0,0	0,0	2,0	7,1	14,6	26,5	29,6	11,5	7,1	1,2	0,4	39,8	2,8
40-44	100	0,0	0,0	0,6	2,6	3,2	16,2	34,4	24,7	10,4	3,9	3,9	44,7	2,7
45-49	100	0,0	0,0	0,8	0,0	1,6	3,3	17,2	36,1	28,7	7,4	4,9	49,0	2,0
50-54	100	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	3,5	15,8	33,3	21,1	26,3	56,2	4,2
55-59	100	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	5,6	8,3	2,8	11,1	33,3	38,9	58,0	1,0
60+	100	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	2,3	0,0	0,0	97,7	62,6	1,6

*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Додаток О

Таблиця О.1

Структура, характеристики розподілу та структурних зрушень чоловіків за віком одруження в Тернопільській області*

	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000	2006
Питома вага, %										
Всього	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
у т. ч. у віці, років										
до 20	4,3	3,2	2,8	2,6	3,9	2,7	3,4	5,4	4,7	5,5
20–24	40,5	30,4	48,1	53,3	59,5	58,6	58,4	55,3	49,5	45,1
25–29	31,9	32,8	24,5	22,3	18,6	23,5	23,0	21,5	25,5	27,3
30–34	8,0	8,9	8,4	6,0	5,3	5,7	6,8	8,2	7,6	9,8
35–39	3,5	4,4	3,8	3,0	2,2	2,7	2,5	4,0	4,5	4,4
40–49	3,8	5,4	4,3	3,9	3,6	2,7	2,5	3,0	3,6	4,6
50–59	4,2	4,7	3,6	3,9	4,3	2,3	1,6	1,3	1,4	1,9
60 і старші	3,6	10,1	4,6	5,1	2,7	1,8	1,8	1,3	3,3	1,3
не вказано	0,1	0,1	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Характеристики розподілу і варіації										
Середній вік	28,5	32,1	28,6	28,4	27,0	26,2	25,9	25,9	27,2	27,0
Модальний вік	24,0	25,5	23,3	23,1	22,9	23,1	23,0	23,0	23,3	23,5
Медіанний вік	25,8	27,5	24,9	24,4	23,9	24,0	24,0	24,0	24,6	24,9
1-й кuartиль	22,6	23,6	22,3	22,1	21,8	21,9	21,8	21,8	22,0	22,2
3-й кuartиль	29,7	34,8	29,9	29,3	28,1	27,9	27,9	28,3	29,1	29,5
Кuartильний коефіцієнт диференціації	0,137	0,192	0,146	0,140	0,127	0,121	0,121	0,131	0,138	0,141
Коефіцієнт варіації, %	20,6	28,9	21,9	21,0	19,1	18,1	18,2	19,6	20,6	21,2
Показники структурних зрушень і ступеня концентрації										
Середнє квадратичне коливання питомої ваги, %	4,3	7,2	2,2	2,8	2,0	0,6	1,6	2,6	2,1	1,8
Коефіцієнт відносних структурних зрушень, %	39,4	40,2	13,2	18,4	18,1	8,2	17,3	22,0	17,3	22,2
Модифікований коефіцієнт концентрації Лоренца, %	20,6	28,9	21,9	21,0	19,1	18,1	18,2	19,6	20,6	21,2

* Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Таблиця О.2

**Структура, характеристики розподілу та структурних зрушень жінок
за віком одруження в Тернопільській області***

	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000	2006
Питома вага, %										
Всього	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
у т. ч. у віці, років										
до 20	22,3	20,9	27,5	33,7	33,5	31,5	39,5	42,1	35,0	27,1
20–24	42,0	34,5	42,8	39,4	44,2	45,5	40,0	37,7	41,5	46,7
25–29	16,0	15,0	9,8	9,3	7,7	11,5	9,1	8,8	10,4	13,0
30–34	6,8	6,7	5,4	3,5	3,2	3,7	4,7	4,4	4,1	5,1
35–39	4,2	4,8	3,4	2,6	1,9	2,0	2,0	2,8	2,3	2,7
40–49	3,5	6,1	5,2	3,9	3,7	2,6	2,1	2,3	2,9	3,3
50–59	3,1	4,1	4,4	6,3	4,7	2,1	1,6	1,0	1,3	1,3
60 і старші	1,9	7,7	1,5	1,4	1,1	1,0	1,1	0,8	2,6	0,8
не вказано	0,2	0,2	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Характеристики розподілу і варіації										
Середній вік	25,6	29,1	25,4	25,1	24,2	23,4	22,7	22,4	23,7	23,7
Модальний вік	22,2	22,1	21,6	20,8	21,1	21,5	20,1	19,5	20,9	21,8
Медіанний вік	23,3	24,2	22,6	22,1	21,9	22,0	21,3	21,0	21,8	22,5
1-й кuartиль	20,3	20,6	19,5	18,7	18,7	19,0	18,2	18,0	18,6	19,6
3-й кuartиль	28,3	33,4	27,4	26,1	24,7	24,8	24,4	24,4	24,8	25,5
Кuartильний коефіцієнт диференціації	0,165	0,237	0,167	0,164	0,137	0,133	0,147	0,151	0,144	0,130
Коефіцієнт варіації, %	24,7	35,5	25,0	24,6	20,6	19,9	22,1	22,6	21,6	19,5
Показники структурних зрушень і ступеня концентрації										
Середнє квадратичне коливання питомої ваги, %	3,5	4,8	2,7	1,9	1,9	3,5	1,3	3,0	3,6	4,1
Коефіцієнт відносних структурних зрушень, %	46,1	34,1	19,2	12,6	19,4	19,0	10,1	23,9	21,7	32,8
Модифікований коефіцієнт концентрації Лоренца, %	42,9	33,1	45,4	48,0	52,7	52,0	54,4	54,8	51,4	49,3

* Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Додаток П

Таблиця П.1

**Структура шлюбів за віком, статтю і дошлюбним станом осіб,
які уклали шлюб у Тернопільській області в 2006 р. (перший варіант)***

	Чоловіки				Жінки			
	всього	у тому числі за дошлюбним станом			всього	у тому числі за дошлюбним станом		
ніколи не перебували у шлюбі		вдівці	розлучені	ніколи не перебували у шлюбі		вдови	розлучені	
Всього	100	100	100	100	100	100	100	100
у т. ч. у віці, років								
до 19	1,8	2,2	0,0	0,0	14,9	17,5	0,6	0,3
19	2,9	3,4	0,0	0,0	10,9	12,7	0,6	1,3
20–24	46,3	54,1	1,3	5,2	47,3	53,4	4,4	16,0
25–29	27,6	29,1	1,3	20,4	14,1	12,3	10,6	25,9
30–34	9,3	7,1	3,8	22,1	5,2	2,5	9,4	21,7
35–39	4,4	2,0	8,8	17,8	2,9	0,8	13,9	14,0
40–44	3,2	1,1	11,3	14,3	1,8	0,4	12,2	9,0
45–49	1,9	0,6	8,8	8,6	1,4	0,2	17,2	6,3
50–54	1,1	0,2	12,5	5,9	0,7	0,1	13,9	2,4
55–59	0,5	0,1	12,5	2,4	0,4	0,1	6,7	1,6
60 і старші	1,0	0,2	40,0	3,2	0,5	0,1	10,6	1,5

* Розраховано автор за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Таблиця П.2

**Структура шлюбів за віком, статтю і дошлюбним станом осіб,
які уклали шлюб в Тернопільській області у 2006 р. (другий варіант)***

	Чоловіки				Жінки			
	всього	в тому числі за дошлюбним станом			всього	в тому числі за дошлюбним станом		
ніколи не перебували у шлюбі		вдівці	розлучені	ніколи не перебували у шлюбі		вдови	розлучені	
Всього	100	84,2	0,9	14,9	100	84,4	2,1	13,5
у т. ч. у віці, років								
до 19	100	100,0	0,0	0,0	100	99,6	0,1	0,3
19	100	100,0	0,0	0,0	100	98,3	0,1	1,6
20–24	100	98,3	0,0	1,7	100	95,2	0,2	4,6
25–29	100	89,0	0,0	11,0	100	73,5	1,5	24,9
30–34	100	64,2	0,4	35,4	100	40,1	3,7	56,1
35–39	100	38,0	1,8	60,2	100	24,5	9,9	65,6
40–44	100	29,6	3,2	67,1	100	16,9	14,3	68,8
45–49	100	26,5	4,3	69,1	100	13,1	25,4	61,5
50–54	100	12,1	10,1	77,8	100	7,0	43,9	49,1
55–59	100	10,9	21,7	67,4	100	13,9	33,3	52,8
60 і старші	100	16,9	36,0	47,2	100	15,9	43,2	40,9

* Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Додаток Р

Таблиця Р.1

Структура, характеристики розподілу та варіації розлучень за тривалістю розірваних шлюбів у Тернопільській області*

	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000	2006
Питома вага за тривалістю розірваного шлюбу, %										
Всього	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
у т. ч.										
до 1 року	4,0	1,6	13,8	4,7	2,3	2,8	4,7	5,3	3,3	3,8
1–2	21,3	10,4	12,7	16,6	15,8	14,1	17,3	15,2	10,7	13,1
3–4	17,7	16,8	14,6	17,0	17,2	16,4	15,7	16,6	11,7	12,3
5–9	30,5	31,5	22,3	27,0	27,9	29,7	26,1	26,7	25,7	22,1
0–10	73,5	60,3	63,4	65,3	63,2	63,1	63,8	63,7	51,3	51,3
10–19	20,2	33,4	29,2	23,8	23,4	26,4	25,3	27,2	31,9	32,3
20+	6,3	6,3	7,5	11,0	13,4	10,5	10,9	9,1	16,8	16,4
10 і більше	26,5	39,7	36,6	34,7	36,8	36,9	36,2	36,3	48,7	48,7
Характеристики розподілу і варіації розлучень за тривалістю шлюбу										
Середня	7,5	9,3	8,3	8,7	9,3	9,2	8,9	8,8	10,9	10,6
Середня (група до 10 років)	4,2	4,9	3,7	4,2	4,4	4,6	4,2	4,2	4,6	4,3
Середня (група 10 років і більше)	16,7	16,1	16,4	17,2	17,6	17,0	17,1	16,8	17,4	17,4
Модальна	3,9	5,8	3,4	3,9	4,1	4,5	3,8	3,9	5,0	4,6
Медіанна	6,1	8,4	7,0	7,2	7,6	7,8	7,4	7,4	9,7	9,6
1-й кuartиль	3,0	4,5	2,8	3,4	3,8	4,0	3,4	3,5	4,9	4,6
3-й кuartиль	10,7	14,4	14,0	14,1	15,1	14,5	14,4	14,1	17,4	17,1
Кuartильний коефіцієнт диференціації	0,567	0,520	0,671	0,607	0,597	0,570	0,620	0,599	0,561	0,575
Коефіцієнт варіації, %	85,0	78,0	100,6	91,1	89,5	85,5	93,0	89,8	84,2	86,2

* Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Таблиця Р.2

Структура, характеристики розподілу та варіації розлучень за тривалістю розірваних шлюбів у міських поселеннях Тернопільської області*

	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000	2006
Питома вага за тривалістю розірваного шлюбу, %										
Всього	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
у т. ч.										
до 1 року	4,1	1,5	15,2	5,3	2,7	3,1	4,3	5,4	3,3	3,8
1–2	18,5	8,8	11,5	16,0	14,0	13,7	17,2	14,3	10,1	13,9
3–4	17,0	14,6	13,4	16,3	18,4	15,7	14,5	16,1	11,0	13,6
5–9	32,3	31,9	22,3	29,2	29,7	29,0	24,9	26,2	24,8	22,1
0–10	71,8	56,7	62,3	66,9	64,8	61,5	61,0	62,0	49,3	53,4
10–19	22,6	36,5	30,4	22,8	22,9	28,6	27,9	28,2	31,7	30,0
20+	5,6	6,8	7,3	10,3	12,3	10,0	11,2	9,8	19,0	16,6
10 і більше	28,2	43,3	37,7	33,1	35,2	38,5	39,0	38,0	50,7	46,6
Характеристики розподілу і варіації розлучень за тривалістю шлюбу										
Середня	7,8	9,9	8,4	8,6	9,1	9,3	9,2	9,0	11,2	10,4
Середня (група до 10 років)	4,4	5,1	3,7	4,3	4,5	4,6	4,2	4,3	4,6	4,2
Середня (група 10 років і більше)	16,4	16,1	16,4	17,2	17,4	16,8	17,0	16,8	17,6	17,5
Модальна	4,2	6,7	3,5	4,1	4,3	4,5	3,8	3,9	5,2	3,9
Медіанна	6,6	9,0	7,2	7,1	7,5	8,0	7,8	7,7	10,2	9,2
1-й кuartиль	3,3	5,0	2,7	3,5	3,9	4,0	3,5	3,7	5,1	4,1
3-й кuartиль	11,4	15,0	14,2	13,6	14,4	14,7	15,0	14,6	18,1	17,2
Кuartильний коефіцієнт диференціації	0,553	0,498	0,680	0,594	0,575	0,569	0,624	0,599	0,560	0,618
Коефіцієнт варіації, %	82,9	74,7	101,9	89,1	86,2	85,4	93,7	89,9	84,0	92,6

* Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Таблиця Р.3

Структура, характеристики розподілу та варіації розлучень за тривалістю розірваних шлюбів у сільській місцевості Тернопільської області*

	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000	2006
Питома вага за тривалістю розірваного шлюбу, %										
Всього	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
у т. ч.										
до 1 року	3,9	1,8	12,0	3,9	1,7	2,4	5,6	5,0	3,1	3,7
1–2	26,7	12,9	14,4	17,2	18,3	14,9	17,5	17,2	11,6	12,0
3–4	18,9	20,2	16,1	17,9	15,6	17,5	18,8	17,8	12,8	10,7
5–9	27,2	30,9	22,2	24,2	25,2	30,9	29,2	27,8	27,1	22,1
0–10	76,7	65,8	64,7	63,1	60,8	65,6	71,0	67,8	54,7	48,5
10–19	15,6	28,7	27,6	25,0	24,1	23,0	18,6	24,8	32,3	35,5
20+	7,8	5,5	7,7	11,8	15,1	11,4	10,3	7,4	13,0	16,1
10 і більше	23,3	34,2	35,3	36,9	39,2	34,4	29,0	32,2	45,3	51,5
Характеристики розподілу і варіації розлучень за тривалістю шлюбу										
Середня	7,0	8,6	8,2	8,9	9,5	9,0	8,1	8,2	10,2	11,0
Середня (група до 10 років)	3,9	4,7	3,7	4,1	4,3	4,6	4,2	4,2	4,6	4,4
Середня (група 10 років і більше)	17,3	16,1	16,5	17,2	17,7	17,3	17,5	16,6	17,0	17,2
Модальна	3,4	4,5	3,4	3,6	3,9	4,5	3,8	3,8	4,9	4,3
Медіанна	5,1	7,4	6,7	7,3	7,9	7,5	6,4	6,8	9,1	10,4
1-й кватиль	2,6	4,6	2,8	3,4	3,5	4,0	3,2	3,3	4,8	4,6
3-й кватиль	9,7	13,2	13,7	14,7	15,9	14,1	12,1	12,9	16,3	17,5
Кватильний коефіцієнт диференціації	0,579	0,483	0,660	0,621	0,636	0,554	0,580	0,590	0,547	0,587
Коефіцієнт варіації, %	86,9	72,5	99,0	93,1	95,3	83,1	87,0	88,6	82,1	88,0

* Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Додаток С

Структура, характеристики розподілу та варіації розлучень за віком і статтю осіб, які розлучилися у Тернопільській області*

	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000	2006
Питома вага за віком чоловіків, які розлучилися %										
Всього	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
в т. ч. у віці, років										
до 20	0,2	0,2	0,1	0,2	0,2	0,0	0,2	0,2	0,2	0,1
20–24	10,0	7,3	9,5	12,0	12,9	12,3	10,8	11,1	7,9	6,8
25–29	30,2	25,3	23,0	25,1	24,4	27,1	25,2	23,4	19,6	18,5
30–34	27,1	24,7	22,5	18,7	18,8	22,0	21,1	22,8	20,4	20,4
35–39	13,5	17,6	18,1	16,8	12,1	14,1	16,5	17,6	16,9	17,9
40–49	13,3	17,0	16,9	18,6	20,4	14,8	16,3	15,3	22,2	24,2
50–59	3,8	4,7	5,4	5,5	7,5	7,3	6,6	5,5	8,5	9,1
60 і старші	1,9	3,2	4,5	3,1	3,6	2,5	3,3	4,1	4,4	3,0
до 25	10,2	7,4	9,6	12,2	13,2	12,3	11,0	11,3	8,1	6,9
25–34	57,3	50,1	45,5	43,8	43,2	49,1	46,3	46,2	40,0	38,9
35 і старші	32,5	42,5	44,9	44,0	43,6	38,7	42,6	42,5	51,9	54,2
Характеристики розподілу і варіації розлучень за віком чоловіка										
Середній вік	33,4	35,2	35,7	35,0	35,6	34,5	35,2	35,2	37,3	37,5
Модальний вік	29,3	29,8	29,8	28,4	28,4	28,7	28,9	29,8	30,9	32,2
Медіанний вік	31,8	33,5	33,9	33,4	33,3	32,4	33,3	33,4	35,6	36,2
1-й квартиль	27,4	28,5	28,3	27,5	27,4	27,4	27,8	27,9	29,3	29,9
3-й квартиль	37,8	40,0	40,5	40,6	41,6	39,8	40,4	40,0	42,3	42,3
Квартильний коефіцієнт диференціації	0,158	0,168	0,177	0,191	0,205	0,186	0,185	0,177	0,181	0,172
Коефіцієнт варіації, %	23,7	25,2	26,6	28,7	30,8	27,9	27,7	26,6	27,1	25,8
Питома вага за віком жінок, які розлучилися %										
Всього	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
в т. ч. у віці, років										
до 20	2,3	1,4	3,1	3,2	3,3	2,2	3,2	3,3	1,8	2,1
20–24	21,4	18,1	20,7	21,4	21,9	22,4	20,8	21,4	16,8	18,2
25–29	31,6	25,8	21,3	26,1	23,5	25,6	22,1	22,1	21,8	22,3
30–34	24,9	19,5	20,1	15,1	16,3	18,5	20,6	19,1	17,7	18,5
35–39	8,7	18,8	13,1	12,5	10,9	12,1	12,2	14,7	13,7	14,2
40–49	7,5	11,2	15,1	15,3	15,2	12,2	13,1	12,9	20,1	18,4
50–59	2,9	4,0	3,1	4,8	6,8	5,3	6,2	4,2	5,9	5,2
60 і старші	0,6	1,2	3,5	1,5	1,9	1,9	1,9	2,3	2,3	1,0
до 25	23,7	19,5	23,8	24,6	25,3	24,5	24,0	24,7	18,6	20,3
25–34	56,5	45,3	41,3	41,3	39,8	44,1	42,6	41,2	39,5	40,8
35 і старші	19,8	35,3	34,9	34,1	34,9	31,4	33,4	34,1	41,9	38,9
Характеристики розподілу і варіації розлучень за віком жінки										
Середній вік	30,2	32,4	32,9	32,3	32,9	32,2	32,7	32,4	34,4	33,4
Модальний вік	28,0	27,7	26,6	26,5	25,9	26,6	27,3	25,9	27,7	27,6
Медіанний вік	29,2	31,2	31,2	29,9	30,4	30,0	31,0	30,9	32,7	32,0
1-й квартиль	25,2	26,1	25,3	25,1	24,9	25,1	25,2	25,1	26,5	26,1
3-й квартиль	33,9	37,7	38,8	38,6	39,6	37,6	38,4	38,1	41,6	39,9
Квартильний коефіцієнт диференціації	0,148	0,183	0,211	0,213	0,226	0,200	0,207	0,206	0,222	0,210
Коефіцієнт варіації, %	22,2	27,4	31,6	32,0	34,0	30,0	31,1	30,9	33,4	31,5

* Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Додаток Т

Таблиця Т.1

Показники структурних зрушень і ступеня концентрації чоловіків за віком розлучення у Тернопільській області*

	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000	2006
Середньорічні темпи приросту (зменшення) питомої ваги, %										
Розлучилися у віці, років										
до 20	-	-6,1	-1,4	8,9	-0,3	-	-	-2,4	-3,9	-4,3
20–24	-	-6,1	5,4	4,8	1,5	-1,1	-2,5	0,5	-6,5	-2,6
25–29	-	-3,5	-1,9	1,8	-0,6	2,1	-1,4	-1,5	-3,5	-1,0
30–34	-	-1,8	-1,9	-3,6	0,2	3,2	-0,9	1,5	-2,2	0,0
35–39	-	5,4	0,5	-1,4	-6,4	3,2	3,1	1,3	-0,8	0,9
40–49	-	5,0	-0,1	1,9	1,9	-6,3	2,0	-1,3	7,7	1,5
50–59	-	4,6	2,7	0,4	6,4	-0,6	-1,9	-3,6	9,1	1,3
60 і старші	-	11,2	7,0	-7,1	3,3	-7,2	5,5	4,9	1,1	-6,2
Узагальнені показники структурних зрушень і ступеня концентрації										
Середнє квадратичне коливання питомої ваги, %	-	2,9	1,5	2,0	2,0	2,6	1,4	1,1	3,3	1,1
Коефіцієнт відносних структурних зрушень, %	-	22,6	13,1	14,8	15,6	18,3	10,9	9,1	25,5	9,9
Модифікований коефіцієнт концентрації Лоренца, %	40,8	37,7	33,6	32,6	28,7	35,5	33,6	34,9	29,1	31,3

* Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Таблиця Т.2

**Показники структурних зрушень і ступеня концентрації жінок
за віком розлучення у Тернопільській області***

	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000	2006
Середньорічні темпи приросту (зменшення) питомої ваги, %										
Розлучилися у віці, років										
до 20	-	-9,8	17,8	0,7	0,7	-8,2	8,0	0,6	-10,9	2,1
20–24	-	-3,3	2,7	0,7	0,5	0,4	-1,4	0,6	-4,7	1,4
25–29	-	-3,9	-3,8	4,2	-2,1	1,7	-2,9	0,0	-0,3	0,4
30–34	-	-4,9	0,6	-5,5	1,4	2,6	2,1	-1,4	-1,6	0,8
35–39	-	16,6	-7,0	-1,0	-2,7	2,0	0,3	3,8	-1,5	0,6
40–49	-	8,5	6,1	0,2	0,0	-4,4	1,4	-0,2	9,2	-1,5
50–59	-	6,3	-4,7	9,3	7,2	-5,0	3,2	-7,4	6,8	-1,8
60 і старші	-	14,3	23,7	-15,5	4,8	-0,5	-0,1	4,0	0,2	-12,3
Узагальнені показники структурних зрушень і ступеня концентрації										
Середнє квадратичне коливання питомої ваги, %	-	4,9	3,3	2,6	1,4	1,7	1,6	1,3	3,2	1,0
Коефіцієнт відносних структурних зрушень, %	-	42,1	33,2	21,2	12,2	14,1	12,3	11,6	25,3	10,6
Модифікований коефіцієнт концентрації Лоренца, %	48,0	42,2	35,1	35,2	32,7	38,5	35,7	37,3	30,0	33,3

* Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Додаток У

Вихідні показники для побудови багатofакторних індексних моделей смертності населення у Тернопільській області*

Показники		1994	2004	2005	2006
1	2	3	4	5	6
Абсолютні показники, осіб					
1	Кількість померлих – усього	16461	16180	16802	16556
	у тому числі: чоловіки	7902	8042	8429	8221
	жінки	8559	8138	8373	8335
2	Кількість померлих у міських поселеннях	4503	4838	4949	5038
3	Кількість померлих у сільській місцевості	11958	11342	11853	11518
4	Кількість померлих у віці 65 років і старші – всього	11339	11800	12232	12058
	у тому числі: чоловіки	4347	4848	5039	4873
	жінки	6992	6952	7193	7185
5	Кількість померлих у віці 65 років і старші у міських поселеннях	2637	3055	3098	3201
6	Кількість померлих у віці 65 років і старші у сільській місцевості	8702	8745	9134	8857
7	Середньорічна кількість населення, тис. – усього	1171,7	1119,9	1112,6	1105,5
	у тому числі: чоловіки	543,6	519,5	516,1	512,8
	жінки	628,1	600,4	596,5	592,7
8	Середньорічна кількість населення у міських поселеннях, тис.	502,6	475,3	473,0	471,5
9	Середньорічна кількість населення у сільській місцевості, тис.	669,1	644,4	639,6	634,0
10	Середньорічна кількість населення у віці 65 років і старші, тис. – всього	167,3	185,0	184,6	184,1
	у тому числі: чоловіки	53,6	61,6	61,3	61,0
	жінки	113,7	123,4	123,4	123,1
11	Середньорічна кількість населення у віці 65 років і старші у міських поселеннях, тис.	41,5	49,4	50,2	51,0
12	Середньорічна кількість населення у віці 65 років і старші в сільській місцевості, тис.	125,7	135,6	134,3	133,1
Відносні показники					
13	Частка населення у віці 65 років і старші – всього	0,1428	0,1652	0,1659	0,1665
	у тому числі: чоловіки	0,0985	0,1186	0,1188	0,1190
	жінки	0,1810	0,2056	0,2069	0,2076
14	Частка населення у віці 65 років і старші у міських поселеннях	0,0827	0,1039	0,1061	0,1081
15	Частка населення у віці 65 років і старші у сільській місцевості – всього	0,1879	0,2105	0,2100	0,2100
16	Коефіцієнт смертності населення у віці 65 років і старші (‰)	67,8	63,8	66,3	65,5
	у тому числі: чоловіки	81,2	78,7	82,2	79,9
	жінки	61,5	56,3	58,3	58,4
17	Коефіцієнт смертності населення у віці 65 років і старші у міських поселеннях (‰)	63,5	61,8	61,7	62,8
18	Коефіцієнт смертності населення у віці 65 років і старші у сільській місцевості (‰)	69,2	64,5	68,0	66,5

Продовження дод. У

1	2	3	4	5	6
19	Коефіцієнт перевищення – всього	1,4517	1,3712	1,3736	1,3730
	у тому числі: чоловіки	1,8178	1,6588	1,6728	1,6871
	жінки	1,2241	1,1706	1,1640	1,1601
20	Коефіцієнт перевищення у міських поселеннях	1,7076	1,5836	1,5975	1,5739
21	Коефіцієнт перевищення у сільській місцевості	1,3742	1,2970	1,2977	1,3004
22	Коефіцієнт смертності населення – всього (‰)	14,05	14,45	15,10	14,98
	у тому числі: чоловіки	14,54	15,48	16,33	16,03
	жінки	13,63	13,55	14,04	14,06
23	Коефіцієнт смертності населення у міських поселеннях (‰)	8,96	10,18	10,46	10,69
24	Коефіцієнт смертності населення у сільській місцевості (‰)	17,87	17,60	18,53	18,17

*Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

Додаток Ф

Вихідні показники для побудови багатофакторних індексних моделей шлюбності населення у Тернопільській області*

Показники		1994	2004	2005	2006
1	2	3	4	5	6
Абсолютні показники, осіб					
1	Кількість зареєстрованих шлюбів – усього	8668	7298	8180	8726
	в тому числі: у міських поселеннях	4137	3674	4245	4458
	у сільській місцевості	4531	3624	3935	4268
2	Кількість зареєстрованих шлюбів у віці 15–29 років:	×	×	×	×
	– чоловіки	7099	5680	6373	6859
	– жінки	7608	6352	7102	7604
3	Кількість зареєстрованих шлюбів у віці 15–29 років у міських поселеннях:	×	×	×	×
	– чоловіки	3259	2761	3183	3383
	– жінки	3502	3138	3598	3793
4	Кількість зареєстрованих шлюбів у віці 15–29 років у сільській місцевості:	×	×	×	×
	– чоловіки	3842	2919	3190	3476
	– жінки	4106	3214	3504	3811
5	Середньорічна кількість населення, тис. – усього	1171,7	1119,9	1112,6	1105,5
	у тому числі: чоловіки	543,6	519,5	516,1	512,8
	жінки	628,1	600,4	596,5	592,7
6	Середньорічна кількість населення у міських поселеннях, тис.	502,6	475,3	473,0	471,5
	у тому числі: чоловіки	239,9	222,5	221,2	220,2
	жінки	262,7	252,8	251,8	251,3
7	Середньорічна кількість населення у сільській місцевості, тис.	669,1	644,4	639,6	634,0
	у тому числі: чоловіки	303,7	297,0	294,7	292,6
	жінки	365,4	347,4	344,7	341,4
8	Середньорічна кількість населення віком 15 років і старші, тис. – усього	913,9	925,6	924,3	919,5
	у тому числі: чоловіки	414,6	420,2	419,8	416,1
	жінки	499,3	505,4	504,5	503,4
9	Середньорічна кількість населення віком 15 років і старші у міських поселеннях, тис.	390,8	396,8	396,6	396,8
	у тому числі: чоловіки	182,3	182,2	182,0	181,9
	жінки	208,5	214,6	214,6	214,9
10	Середньорічна кількість населення віком 15 років і старші у сільській місцевості, тис.	523,0	528,8	527,6	525,7
	у тому числі: чоловіки	232,2	238,0	237,7	237,2
	жінки	290,8	290,8	289,9	288,5
11	Середньорічна кількість населення віком 15–29 років, тис. – усього	240,6	254,1	253,8	253,6
	у тому числі: чоловіки	121,7	126,4	126,3	126,3
	жінки	118,9	127,7	127,5	127,3

Продовження дод. Ф

1	2	3	4	5	6
12	Середньорічна кількість населення віком 15–29 років у міських поселеннях, тис.	129,6	149,9	128,4	127,0
	у тому числі: чоловіки	63,2	63,2	62,6	61,8
	жінки	66,4	86,7	65,8	65,2
13	Середньорічна кількість населення віком 15–29 років у сільській місцевості, тис.	111,0	124,2	125,6	126,6
	у тому числі: чоловіки	58,5	63,2	63,9	64,5
	жінки	52,5	61,0	61,7	62,1
Відносні показники					
14	Частка населення у віці 15 років і старші:	0,7800	0,8265	0,8308	0,8318
	– чоловіки	0,7626	0,8089	0,8134	0,8114
	– жінки	0,7949	0,8419	0,8458	0,8493
15	Частка населення у віці 15 років і старші у міських поселеннях:	0,7775	0,8348	0,8385	0,8416
	– чоловіки	0,7601	0,8190	0,8231	0,8259
	– жінки	0,7936	0,8488	0,8520	0,8550
16	Частка населення у віці 15 років і старші у сільській місцевості – всього	0,7816	0,8206	0,8249	0,8292
	– чоловіки	0,7647	0,8013	0,8062	0,8107
	– жінки	0,7959	0,8368	0,8411	0,8451
17	Частка населення у віці 15–29 років – усього	0,2633	0,2745	0,2746	0,2758
	у тому числі: чоловіки	0,2936	0,3008	0,3009	0,3013
	жінки	0,2382	0,2526	0,2526	0,2529
18	Частка населення у віці 15–29 років у міських поселеннях	0,3316	0,3778	0,3238	0,3201
	у тому числі: чоловіки	0,3468	0,3468	0,3437	0,3398
	жінки	0,3184	0,3106	0,3064	0,3099
19	Частка населення у віці 15–29 років у сільській місцевості – всього	0,2122	0,2349	0,2381	0,2408
	у тому числі: чоловіки	0,2518	0,2656	0,2686	0,2717
	жінки	0,1806	0,2098	0,2127	0,2154
20	Коефіцієнт шлюбності населення у віці 15–29 років (‰)	×	×	×	×
	чоловіки	58,32	44,94	50,46	54,32
	жінки	63,98	49,76	55,72	59,73
21	Коефіцієнт шлюбності населення у віці 15–29 років у міських поселеннях (‰)	×	×	×	×
	чоловіки	51,53	43,69	50,88	54,74
	жінки	52,75	47,07	54,72	58,21
22	Коефіцієнт шлюбності населення у віці 15–29 років у сільській місцевості (‰)	×	×	×	×
	чоловіки	65,70	46,19	49,96	53,93
	жінки	78,16	52,69	56,82	61,32
23	Коефіцієнт шлюбності населення у віці 15 років і старші (‰)	9,48	7,88	8,85	9,49
	чоловіки	20,91	17,37	19,49	20,82
	жінки	17,36	14,44	16,21	17,33
24	Коефіцієнт шлюбності населення у віці 15 років і старші у міських поселеннях (‰)	10,59	9,26	10,70	11,23
	чоловіки	26,69	20,16	23,32	24,51
	жінки	19,84	17,12	19,78	20,75

Продовження дод. Ф

1	2	3	4	5	6
25	Коефіцієнт шлюбності населення у віці 15 років і старші у сільській місцевості (‰)	8,66	6,85	7,46	8,12
	чоловіки	19,51	15,23	16,55	17,99
	жінки	15,58	12,46	12,54	14,79
26	Коефіцієнт перевищення – всього	×	×	×	×
	чоловіки	1,2210	1,2849	1,2835	1,2722
	жінки	1,1393	1,1489	1,1518	1,1476
27	Коефіцієнт перевищення у міських поселеннях	×	×	×	×
	чоловіки	1,2694	1,3307	1,3336	1,3178
	жінки	1,1813	1,1708	1,1798	1,1753
28	Коефіцієнт перевищення у сільській місцевості	×	×	×	×
	чоловіки	1,1793	1,2415	1,2335	1,2278
	жінки	1,1035	1,1276	1,0374	1,1199
29	Коефіцієнт шлюбності населення – всього (‰)	7,40	6,52	7,35	7,89
	чоловіки	15,95	14,05	15,85	17,02
	жінки	13,80	12,16	13,71	14,72
30	Коефіцієнт шлюбності населення у міських поселеннях (‰)	8,23	7,73	8,97	9,45
	чоловіки	17,24	16,51	19,19	20,25
	жінки	15,75	14,53	16,86	17,74
31	Коефіцієнт шлюбності населення у сільській місцевості (‰)	6,77	5,62	6,15	6,73
	чоловіки	14,92	12,24	13,34	14,59
	жінки	12,40	10,43	10,55	13,06

* Розраховано за даними Головного управління статистики у Тернопільській області.

НАУКОВЕ ВИДАННЯ

Кустовська О. В.

ДЕМОГРАФІЧНИЙ РОЗВИТОК РЕГІОНУ (статистичний аналіз і моделювання)

Монографія

Редактор *Оксана Бойчук*
Комп'ютерна верстка *Надії Демчук*
Дизайн обкладинки *Марії Одобецької*

Підписано до друку 15.07.2008 р.
Формат 60x84 ¹/₁₆. Гарнітура Times.
Папір офсетний. Друк офсетний.
Облік.-видав. арк.20,8. Умов. друк. арк. 18,9.
Зам. № М024-08. Тираж 300 прим.

Видавництво «Економічна думка» ТНЕУ
46004 Тернопіль, вул. Львівська, 11
тел. (0352) 43-22-18, факс (0352) 43-24-40
E-mail: edition@tane.edu.ua