

Розглянуто проблемні питання розвитку статистичної методології, актуальні питання статистичної науки та підготовки статистичних кадрів нової генерації; висвітлено результати статистичних досліджень соціально-демографічних процесів у східноєвропейських країнах; порушено проблеми інформаційного забезпечення аналізу макроекономічних процесів, а також сучасної бізнес-статистики.

Для наукових працівників, викладачів, аспірантів і студентів.

Рассмотрены проблемные вопросы развития статистической методологии, актуальные вопросы статистической науки и подготовки статистических кадров новой генерации; поданы результаты статистических исследований социально-демографических процессов восточноевропейских стран; рассмотрены проблемы информационного обеспечения анализа макроекономических процессов, а также современной бизнес-статистики.

Для научных сотрудников, преподавателей, аспирантов и студентов.

The problem questions of the development of statistical methodology, actual questions of statistics and preparing statistical specialists of new generation are considered in the articles; the results of the statistical researches of social-demographic processes in the countries of Eastern Europe are presented; the problems of informational ensuring of the macroeconomic process' analysis and contemporary business-statistics are considered.

For researchers, academic workers, postgraduate and undergraduate students.

ВІДПОВІДАЛЬНИЙ РЕДАКТОР	В.Д. Базилевич, д-р екон. наук, проф., чл.-кор. НАН України
РЕДАКЦІЙНА КОЛЕГІЯ	А.І. Ігнатюк, д-р екон. наук, доц. (заст. відп. ред.); А.А. Чухно, д-р екон. наук, проф., акад. НАН України; Д.М. Черваньов, д-р екон. наук, проф., чл.-кор. АПН України; П.С. Єщенко, д-р екон. наук, проф.; Г.І. Купалова, д-р екон. наук, проф.; Н.В. Ковтун, д-р екон. наук, проф.; І.О. Лютий, д-р екон. наук, проф.; І.І. Мазур, д-р екон. наук, доц.; В.О. Мандибура, д-р екон. наук, проф.; С.В. Науменкова, д-р екон. наук, проф.; А.О. Старостіна, д-р екон. наук, проф.; О.І. Черняк, д-р екон. наук, проф.; В.Г. Швець, д-р екон. наук, проф.; А.В. Шегда, д-р екон. наук, проф.; Р.В. Пікус, канд. екон. наук, доц.; О. І. Жилінська, канд. екон. наук, доц. (відп. секр.)
Адреса редколегії	03022, Київ-22, вул. Васильківська, 90-а, економічний факультет ☎ (38044) 259 71 82
Затверджено	Вченою радою економічного факультету 01.07.11 (протокол №12)
Атестовано	Вищою атестаційною комісією України. Постанова Президії ВАК України №1-05/7 від 10.11.10
Зареєстровано	Міністерством юстиції України. Свідоцтво про державну реєстрацію КВ № 17106-5876ПР від 08.09.10
Засновник та видавець	Київський національний університет імені Тараса Шевченка, Видавничо-поліграфічний центр "Київський університет". Свідоцтво внесено до Державного реєстру ДК № 1103 від 31.10.02
Адреса видавця	01601, Київ-601, 6-р Т.Шевченка, 14, кімн. 43 ☎ (38044) 239 31 72, 239 3222; факс 239 31 28

ЗМІСТ

Ковтун Н. Система подготовки специалистов – статистиков в современных условиях.....	5
Герасименко С., Чуприна О., Чуприна О. Багатомірний статистичний аналіз тенденцій економічного розвитку та рівня життя населення	8
Гладун О., Хвалинська В. Застосування у кластерному та дискримінантному аналізі декількох змінних	11
Сидорова А. Внешнеэкономическая деятельность как фактор социально-экономического развития.....	14
Почеха Й. Нові напрями бізнес-статистики у фінансах та аудиті.....	17
Парадиш Я., Парадиш К. Оцінка розвитку популяції Західної Польщі в світлі другого демографічного переходу	21
Агабекова Н. Методология оценки продолжительности экономических периодов в жизнедеятельности человека	24
Гончар І., Качалай В. Проблеми неадекватності статистичної оцінки ІСЦ в контексті податкової реформи.....	26
Лутчин Н. Статистичне вивчення якості та стійкості економічного зростання: регіональний аспект.....	29
Огай М. Методологічні підходи до підвищення надійності оцінювання індексу споживчих цін в Україні	32
Пальян З. Сучасний режим народжуваності в Україні: статистичне оцінювання стану та перспектив	35
Скачек Н. Статистичне забезпечення управління розвитком органічного виробництва	38
Чорний А. Моделювання латентних змінних: розвиток, сучасний стан та перспективи	41
Васильченко І. Практична реалізація методу Монте Карло в оцінці вартості опціонів засобами статистичної програмної мови R	43
Горобець О. Статистичне моделювання показників відтворення населення Автономної Республіки Крим	46
Іваненко О. Методичне забезпечення аналізу ефективності активних операцій кредитних спілок	49
Огреба С. Статистичне відображення обсягів тіньової економіки у системі національних рахунків	51
Шибіріна С. Індексний аналіз первинного ринку нерухомого майна.....	53

СОДЕРЖАНИЕ

Ковтун Н. Система подготовки специалистов – статистиков в современных условиях.....	5
Герасименко С., Чуприна О., Чуприна О. Многомерный статистический анализ тенденций экономического развития и уровня жизни населения.....	8
Гладун А., Хвалинская В. Использование в кластерном и дискриминантном анализе неколичественных переменных.....	11
Сидорова А. Внешнеэкономическая деятельность как фактор социально-экономического развития.....	14
Почеха Й. Новые направления бизнес-статистики в финансах и аудите	17
Парадиш Я., Парадиш К. Оценка развития населения в западной Польше в свете второго демографического перехода	21
Агабекова Н. Методология оценки продолжительности экономических периодов в жизнедеятельности человека.....	24
Гончар И., Качалай В. Проблемы неадекватности статистической оценки ИПЦ в контексте налоговой реформы.....	26
Лутчин Н. Статистическое изучение качества и устойчивости экономического роста: региональный аспект	29
Огай М. Методологические подходы к повышению надежности оценки индекса потребительских цен в Украине	32
Пальян З. Современный режим рождаемости в Украине: статистическая оценка состояния и перспективы	35
Скачек Н. Статистическое обеспечение управления развитием органического производства	38
Черный А. Моделирование латентных переменных: развитие, современное состояние и перспективы	41
Васильченко И. Практическая реализация метода Монте Карло в оценке стоимости опционов средствами статистического программного языка R	43
Горобец Е. Статистическое моделирование показателей воссоздания населения Автономной Республики Крым.....	46
Иваненко Е. Методическое обеспечение анализа эффективности активных операций кредитных союзов	49
Огреба С. Статистическое отображение объемов теневой экономики в системе национальных счетов	51
Шибирин С. Индексный анализ первичного рынка недвижимого имущества.....	53

CONTENTS

Kovtun N.	
The system of preparation of statisticians in the modern conditions	5
Gerasimenko S., Chuprina O., Chuprina O.	
Multivariate statistical analysis of tendencies of the economic development and population's life level	8
Gladun A., Hvalinska V.	
Using not-quantitative variables in cluster and discriminant analysis	11
Sidorova A.	
External economic activity as factor of the social-economic development	14
Pociecha J.	
New directions of business statistics in finance and auditing	17
Paradysz J., Paradysz K.	
An assessment of population development in western Poland in the light of the 2nd demographic transition	21
Agabekova N.	
Methodology of the assessment of economic period's duration in the human's vital functions	24
Gonchar I., Kachalay V.	
Problems of inadequacy of statistical valuation of ICP in the context of the tax reform.....	26
Lutchin N.	
Statistical research of the quality and steadiness of the economic growth: regional aspect	29
Ogay M.	
Methodological approaches to the increase of reliability of the valuation of the consumer's prices' index.....	32
Palyan Z.	
Contemporary regime of fertility in Ukraine: statistical valuation of the conditions and perspectives	35
Skachek N.	
Statistical ensuring of management of the organic production's development	38
Cherniy A.	
Modeling of the cryptic variables: development, contemporary conditions and perspectives.....	41
Vasilchenko I.	
Practical realization of the Monte Carlo method in the assessment of the option's value by the resources of the statistical programming language R	43
Gorobec E.	
Statistical modeling of the indexes of population's reconstruction in Autonomous Republic of Crimea	46
Ivanenko E.	
Methodical ensuring of analysis of the effectiveness of credit union's active operations	49
Ogreba S.	
Statistical representation of the shadow economy's sizes in the system of national accounts.....	51
Shibirina S.	
Index analysis of primary real estate's market	53

СИСТЕМА ПОДГОТОВКИ СПЕЦИАЛИСТОВ – СТАТИСТИКОВ В СОВРЕМЕННЫХ УСЛОВИЯХ

Статья посвящена проблемам подготовки специалистов – статистиков в современных условиях, а также разработке концептуальных основ системы подготовки специалистов – статистиков с учетом требований времени.

Ключевые слова: статистика, статистик – аналитик, система подготовки статистиков.

Стаття присвячена проблемам підготовки фахівців – статистиків в сучасних умовах, а також розробці концептуальних засад системи підготовки фахівців – статистиків з урахуванням потреб часу.

Ключові слова: статистика, статистик – аналітик, система підготовки статистиків.

The article is devoted to the problems of preparation of the statistical analysts in contemporary conditions. Also conceptual bases' development of the preparatory system of the statistical analysts taking into consideration the requirements of time is shown in the paper.

Keywords: statistics, statistical analyst, preparatory system of the statistical analysts.

Вадим Сергеевич Шефнер, русский советский поэт, прозаик о статистике говорил стихами [1]:

"... Статистика, строгая муза,
Ты реешь над каждой судьбой.
Никто для тебя не обуза,
Никто не обижен тобой..."

Многие известные люди прямо или косвенно обращались к определению сути статистики [2]. Так, Иоганн Вольфганг Гёте, немецкий поэт, прозаик, драматург, философ писал: "Часто говорят, что цифры управляют миром; по крайней мере нет сомнения в том, что цифры показывают, как он управляется". Эндрю Ланг, английский писатель говорил: "Статистика для политика – все равно, что уличный фонарь для пьяного забулдыги: скорее опора, чем освещение". Станислав Ежи Лец, выдающийся польский сатирик, поэт, афорист XX века утверждал: "Факт всегда остается голым, даже если он облачен по последней моде" или "Наши дни сочтены. Статистиками". Томас Карлейль, британский (шотландский) писатель, историк и философ говорил, что "с помощью цифр доказать можно все что угодно". Илья Ильф и Евгений Петров в своих произведениях также обращались к теме статистики, говоря, что "статистика знает все...". Гюстав Флобер, французский романист: "Статистика – самая точная из всех неточных наук". Бенджамин Дизраэли, премьер-министр Великобритании говорил: "В жизни, как правило, преуспевает больше других тот, кто располагает лучшей информацией". Лоренс Питер, канадский и американский педагог и литератор так высказывался о характере статистики: "Факты – упрямая вещь, но статистика гораздо сговорчивее".

Кто из нас не знает знаменитого определения статистики. Его мы помним еще со времен учебы в высшем учебном заведении. С него начиналось наше погружение, говоря словами героя известного фильма, "...в сладостный, волшебный, поэтический мир сводок, цифр, отчетов, планов и смет". "Статистика – это наука, которая изучает закономерности формирования и изменения количественных отношений общественных явлений, рассматриваемых в непосредственной связи с их качественным содержанием..." [3, с.474].

Таким образом, статистику принято рассматривать как:

- науку;
- метод исследования;
- вид деятельности;
- совокупности данных;
- в математической статистике – как термин, применяемый в качестве функции результатов наблюдений.

Но, к сожалению, наиболее известна и распространена в обществе другая фраза: "Существуют три вида лжи: ложь, наглая ложь и статистика, англ. There are three kinds of lies: lies, damned lies, and statistics) –

высказывание, приписываемое премьер-министру Великобритании Бенджамину Дизраэли, а известность оно получило благодаря Марку Твену после публикации "Главы моей автобиографии" в журнале North American Review 5 июля 1907 г." [4].

Разве об этом мечтал немецкий ученый Готфрид Ахенваль, который в 1746 году, предложив заменить название курса "Государствоведение", преподававшегося в университетах Германии, на "Статистику", и положив тем самым начало развитию статистики как науки и учебной дисциплины.

Если внимательно подойти к рассмотрению системы подготовки статистиков в наши дни и 30 лет назад, то не трудно заметить, что концептуально она практически не изменилась, более того, в качественном отношении – она ухудшилась. Следовательно, сейчас, как никогда, назрела необходимость концептуальных изменений в системе подготовки специалистов – статистиков. Этой проблеме и посвящается данная работа **цель которой** – разработка концептуальных основ системы подготовки специалистов – статистиков в современных условиях на принципах статистики, как науки, соответствия требованиям времени и потребностям практики.

В советское время подготовка специалистов данного профиля, в основном, была ориентирована на систему Государственной статистики. Возможно, что в то время – это и было оправдано, но только не в наши дни. Да, система изменилась... Более того, кардинальные изменения произошли не только самой системы, а и внутри нее. А что же наши цели – они остались такими же, как и 30 лет назад.

Сегодняшнее многообразие постоянно изменяющихся явлений и процессов требует иного подхода, а, следовательно, предполагает иную концепцию подготовки специалистов – статистиков. В этой связи следует вспомнить, что статистика – это, в первую очередь, наука, и только потом – метод, вид деятельности, совокупность сведений и т.д. А значит подготовка статистиков, в своей основе, должна базироваться на статистике, как науки, а не как метода исследования и, тем более, не как вида деятельности.

Это позволит сформировать новую систему требований к знаниям и умениям, что, в свою очередь, полностью изменяет подходы к подготовке специалистов – статистиков. Именно в этом мы видим миссию нашей кафедры – заложить новые основы системы подготовки статистиков и воспитать адекватное восприятие потенциальных работодателей к статистикам как к системным аналитикам, способным к изучению и анализу сложных систем в постоянно изменяющихся условиях внешней среды.

Но статистика – наука интернациональная. Она не знает границ и не зависит от политических взглядов и убеждений. И здесь, на мой взгляд, как никогда, всем ученым – статистикам важно объединиться и выступить единым фронтом с инициативой создания новой концепции подготовки статистиков с учетом требований современности и с расчетом на будущее развитие статистики как науки.

Это позволит нам расширить сферу нашей деятельности, даст возможность совместно решать сложные задачи и внедрять достижения статистической науки в практику. Попытка остаться в стороне, руководствуясь лозунгом: "На наш век хватит!" – ошибочна. Более того, практика показывает обратное: "На наш век – не хватит!".

Хочу подчеркнуть, что все современные попытки "статистически обнаучить" или "остатистичить" существующую практику, и, таким образом, "приспособить" статистику к практической деятельности, на мой взгляд, потерпели неудачу. Они привели к результату, который очень четко можно описать словами знаменитого историка Василия Осиповича Ключевского: "Статистика есть наука о том, как, не умея мыслить и понимать, заставить делать это цифры". Статистика стала придатком ко многим экономическим наукам, которые никогда то науками и не были, поскольку не имели ни своей методологии, ни собственных методов исследования.

Ярким доказательством этого утверждения является отсутствие распространенности подготовки статистиков в высших учебных заведениях, поскольку спрос на этих специалистов, кроме системы государственной статистики, можно сказать не сформирован, а само название специальности вызывает у работодателей стандартные, а зачастую, и просто неверные ассоциации. Вроде бытового: "... а статистика – это, что то считать..." или широко распространенного, бытового в обществе мнения: "... статистика – это один из видов лжи".

Проблема, по-моему, не в названии, а в том, что при разработке основных документов подготовки специалиста: концепции, образовательной профессиональной программы (ОПП) и образовательной квалификационной характеристики (ОКХ), мы отталкиваемся от статистики, как от вида деятельности, или, в крайнем случае, что, возможно, еще хуже – как от метода. Дело

все в том, что, да, действительно, ни для кого не является секретом то, что все методы исследования социально-экономических явлений и процессов, по сути, базируются на общенаучных и статистических методах изучения явлений и процессов, но процессы на столько разнообразны, глубоки и сложны, что применение стандартного аппарата, (отдельных статистических методов) порой невозможно в чистом виде. Более того, иногда это даже вредно, поскольку стандартные процедуры могут исказить как само явление, так и интерпретацию результатов анализа. Следовательно, мы опять возвращаемся к определению статистики, как науки, основная цель которой через количество познать качество для изучения закономерностей и определения возможного состояния системы в будущем.

Но это невозможно сделать без глубокого знания социально-экономических явлений и процессов, степени их взаимодействия, взаимообусловленности и взаимозависимости.

Это невозможно без виртуозного владения формальным математическим и статистическим аппаратом.

Это немыслимо без свободного владения современными информационными технологиями, ориентированными на создание и обработку огромных массивов информации разного уровня формирования.

И, в конце концов, современный аналитик должен обладать способностью интуитивно чувствовать цифру, а через цифру – состояние анализируемой системы.

Следовательно, система подготовки специалистов в области статистики должна обязательно включать такие комплексы дисциплин (рис. 1):

1. Комплекс математической подготовки.
2. Комплекс информационно-технологической подготовки работы в информационно-аналитических средах различного уровня (локальных, макро и мезо, глобальных), связанных со сбором, формированием и обработкой баз данных.
3. Комплекс фундаментальной экономической подготовки.
4. Комплекс социально ориентированных дисциплин и дисциплин психологической подготовки.
5. Учетно-статистическая подготовка.
6. Статистико-аналитическая подготовка.



Рис. 1. Дисциплинарная структура подготовки статистика

Естественно, нельзя создать "универсального солдата" – статистика, который "на все руки мастер". Поэтому весь комплекс дисциплин необходимо разделить на дисциплины базовой профессиональной подготовки, которые не зависят от дальнейшей предполагаемой сферы деятельности специалиста, и дисциплины спе-

циализированной профессионально-ориентированной подготовки, которые будут учитывать специфику дальнейшей сферы деятельности, которая, в свою очередь, должна быть ориентирована на различные уровни и сферы деятельности (рис. 2).



Рис. 2. Структура подготовки статистика – аналитика

Здесь возможны два подхода: ступенчатый и функциональный.

При ступенчатом подходе выделяются четыре уровня подготовки специалиста.

1. Для уровня предприятия, организации, учреждения: бизнес аналитик, государственный статистик.

2. Уровень рынка: рыночный аналитик, финансовый аналитик.

3. Для макросистемы: системный аналитик, методолог системы статистической службы.

4. Научно-исследовательский и образовательный уровень: научный работник, преподаватель статистических дисциплин.

Причем, первые два возможны на уровне бакалавра, третий – магистра, а четвертый – аспирантуры.

Второй подход – функциональный:

1. Подготовка специалистов системы государственной статистики (государственный статистик, методолог системы статистической службы).

2. Специалисты практической деятельности, которые предполагают подготовку для: микроуровня (бизнес аналитик); мезоуровня (рыночный аналитик, финансовый аналитик); макроуровня (системный аналитик).

3. Научно-исследовательский и образовательный уровень (научный работник, преподаватель статистических дисциплин).

Такая система подготовки позволит сформировать комплекс навыков практической, аналитической и исследовательской работы. Основными навыками должны быть:

1. Умение обобщать и анализировать.
2. Умение формализовать проблему и распознавать формальные записи.
3. Умение формировать базы данных и входящие информационные потоки.
4. Умение работать с системами управления базами данных.
5. Свободное ориентирование в различных информационно-аналитических средах (SAP).

6. Умение работать со специализированными пакетами прикладных программ.

7. Умение обнаруживать, выявлять закономерности и причинно-следственные связи сложных социально-экономических явлений и процессов.

8. Умение структурировать входящие и исходящие информационные потоки, строить системы показателей и разрабатывать методическое обеспечение для решения конкретных практических задач.

9. Умение декомпозировать сложные явления и процессы на составляющие.

10. Умение оценивать возможное состояние системы в будущем.

11. Владение вербальными и невербальными методами получения дополнительной информации для принятия решения.

В связи с этим возникают вопросы, на которые необходимо дать ответ:

- А что нужно для реализации такой системы подготовки статистиков?
- Как сформировать потребительский спрос на рынке работодателей на наших специалистов?
- Как распределить роли и участие в подготовке таких специалистов между учебными заведениями, которые специализируются на подготовке статистиков?
- Решение каких задач можно возложить на статистический колледж?

• Как учесть передовой зарубежный опыт подготовки статистиков и при этом сохранить и приумножить лучшие отечественные традиции?

Ответы на эти вопросы требуют серьезной научной дискуссии и должны быть вынесены нами на методологический совет, который можно собрать в формате круглого стола. По результатам этого круглого стола необходимо будет выработать резолюцию с которой обратиться в Министерство науки и образования, молодежи и спорта. Основная цель обращения – поддержать инициативу специалистов в области статистики и дать возможность разработать единую концепцию подготовки статистиков в Украине и новые стандарты подготовки статистиков на всех уровнях: младший специалист, бакалавр, магистр, кандидат наук.

1. Сайт Вадим Сергеевич Шефнер [Электронный ресурс]. – Режим доступа : <http://www.litera.ru/stixiya/authors/shefner.html/> – Название с титул. экрана.
2. Афоризмы и цитаты [Электронный ресурс]. – Режим доступа : <http://www.all-aforizm.info/statistika.html/> – Название с титул. экрана.
3. Статистический словарь / Гл. ред. М.А. Королев. – 2-е изд., переаб. И доп. – М.: Финансы и статистика, 1989. – 623 с.
4. Афоризмы, высказывания, цитаты [Электронный ресурс]. – Режим доступа : <http://www.adoia.ru/themes-of-aphorisms/statistika.html/> – Название с титул. экрана.

Надійшла до редколегії 01.07.11

УДК 311.172

С. Герасименко, д-р екон. наук, проф.,
ВНЗ "Національна академія правління",
О. Чуприна, канд. екон. наук, доц.,
Харківський національний університет ім. В. Каразіна,
О. Чуприна, канд. екон. наук, доц.,
Національна юридична академія України ім. Ярослава Мудрого

БАГАТОМІРНИЙ СТАТИСТИЧНИЙ АНАЛІЗ ТЕНДЕНЦІЙ ЕКОНОМІЧНОГО РОЗВИТКУ ТА РІВНЯ ЖИТТЯ НАСЕЛЕННЯ

Подана характеристика об'єктивності підходів, які найчастіше використовуються для порівняльної оцінки економічного розвитку та рівня життя населення країн світу. Обґрунтована доцільність використання методів багатомірного статистичного аналізу для здійснення таких оцінок. Зокрема, за допомогою кластерного аналізу проведено порівняння економічного розвитку та рівня життя населення країн Європи та оптимізацію набору потрібних для цього показників.

Ключові слова: порівняльна оцінка, інтегральний показник, рейтинг, багатомірна класифікація, кластерний аналіз, стандартизація чинників.

Предложена характеристика объективности подходов, которые чаще всего используются для сравнительной оценки экономического развития и уровня жизни населения стран мира. Обоснована целесообразность использования для таких оценок методов многомерного статистического анализа. В частности, с помощью кластерного анализа выполнено сравнение экономического развития и уровня жизни населения стран Европы и оптимизацию набора необходимых для этого показателей.

Ключевые слова: сравнительная оценка, интегральный показатель, многомерная классификация, кластерный анализ, стандартизация факторов.

The description of the objectivity of the approaches which are the most often used for comparative estimation of the economical development and the living standards of the population of the countries of the world is suggested. The reasonability of usage for such estimation the methods of multidimensional statistical analysis is grounded. In particular, using the cluster analysis the comparison of social-economic development of the countries of Europe and the optimization of the set of indexes necessary for this are carried out.

Keywords: comparative valuation, integral index, rating, multivariate classification, cluster analysis, standardization of factors.

В умовах глобалізації, коли конкурентна боротьба за ресурси та ринки збуту посилюється, прийняття рішень щодо інвестування вимагає вичерпної, оперативної та надійної інформації з метою зменшення ризиків підприємницької діяльності на всіх рівнях. Багатогранність ризиків та відсутність, в багатьох випадках, можливості їх кількісного виміру обумовили потребу у розподілі країн або територій за рейтингами, при визначенні яких враховуються ті чи інші характеристики. Вважається, що такі рейтинги та інтегральні оцінки дозволяють скласти враження про певну країну, її природні, економічні, соціальні, політичні, демографічні, науково-технічні особливості.

Одним з найвідоміших інтегральних показників є індекс людського розвитку (ІЛР), або індекс розвитку людського потенціалу (ІРЛП), який дозволяє оцінити розвиток країни за можливістю населення реалізувати три головні цілі людського розвитку: прожити довге життя та мати добре здоров'я; отримати знання та реалізувати власні здібності; мати гідний рівень життя та забезпечувати свої фізіологічні, соціальні та духовні потреби. Відповідно до звіту 2010 року Україна посіла 69 місце за рівнем ІРЛП та увійшла до другої групи країн за рівнем людського розвитку. При цьому вона поступилася прибалтійським країнам, Росії, Білорусі, Казахстану та Вірменії. В той час, як ще у 1990 році Україна посідала 45 місце серед 173 країн світу та входила до складу 55 держав, що мали найвищий рівень людського розвитку [7].

Важливим індикатором, що дозволяє оцінити сприятливість інвестиційного клімату, є конкурентоспроможність країни. Дослідженнями конкурентоспроможності займаються:

– Міжнародний інститут розвитку менеджменту (Institute of management development, IMD) в Лозанні (Швейцарія). Результати враховують стан економіки, ефективність уряду, стан ділового середовища та стан інфраструктури: за даними 2011 року Україна за рівнем конкурентоспроможності посіла 57 місце з 59 провідних

економік світу, що були обстежені. Гірші результати мали лише Хорватія та Венесуела [8].

– спеціалісти Всесвітнього економічного форуму в Давосі (Швейцарія), які здійснюють оцінку конкурентоспроможності країн за 12 складовими: у 2010-2011 році наша країна посіла 89 місце з 139, причому її рейтинг порівняно з 2009-2010 роком знизився на 7 пунктів, що засвідчує низьку конкурентоспроможність вітчизняної економіки [9].

Аналітики британського дослідного центру New Economic Foundation проводять дослідження, розраховуючи "Всесвітній індекс щастя", що враховує три складові: задоволеність громадян своїм рівнем життя, тривалість життя, екологічне благополуччя. Рейтинг, складений у 2009 році, містить дані за 143 країнами. Найщасливішими в світі були визнані жителі Коста-Ріки, а наша країна в цьому рейтингу обіймає лише 95 місце. Цілком очевидною за таких умов є необхідність розроблення та здійснення ефективної соціально-економічної політики [10].

Таким чином, використання міжнародних інтегральних оцінок та рейтингів дозволяє зробити певні висновки стосовно стану та перспектив соціально-економічного розвитку окремої країни. В той же час, існують недоліки побудови та розрахунків інтегральних показників, що досить часто створюють обмеження у їх використанні з метою порівнянь. Зокрема, якщо країни займають близькі позиції у рейтингу, то зовсім необов'язково, що соціально-економічна ситуація в цих країнах схожа. Так, відповідно до звіту 2010 року Албанія за ІЛР посіла 64 місце, а Російська Федерація – 65. При цьому рівні складових ІЛР цих країн зовсім несхожі. Зокрема, очікувана тривалість життя в Албанії на 10 років більша, ніж в Росії, в той час як ВНД на душу населення – вдвічі менший [7].

Проблеми побудови міжнародних інтегральних оцінок та рейтингів досліджувало багато вчених, зокрема Данилишин Б., Грішнова О., Лібанова Е., Мірошніченко О., Ревенко А., Шишкін В. та інших [1-6]. Більшість з них в своїх роботах приділяли увагу методиці побудови

та аналізу окремих інтегральних показників. Дослідження, побудовані на одночасному використанні багатьох інтегральних індикаторів, що дозволяє отримати більш ґрунтовні та системні висновки, практично відсутні. В зв'язку з вказаним є потреба у розгляді підходів до застосування методів багатомірних класифікацій, інформації для використання яких зараз достатньо в міжнародній статистиці, з метою здійснення об'єктивної порівняльної оцінки економічного розвитку окремих країн, рівня життя населення та тенденцій їх змін.

Постановка завдання. Інвестори велику увагу приділяють не стільки оцінці рівня розвитку на певний момент часу, скільки тенденціям, притаманним економіці країни. Як було зауважено, використання для цього інтегральних рейтингів і оцінок не завжди дає надійні результати в зв'язку з тим, що переважна більшість рейтингів визначається на базі експертних оцінок, які – крім того, що самі по собі мають суб'єктивний характер – ще і в різні періоди можуть надаватися різними експертами. Крім того, набори показників, що застосовуються для таких рейтингових оцінок можна також називати авторським, адже пропонуються і використовуються вони виключно авторами певних рейтингових методик, до того ж часто без суттєвого обґрунтування. Більше того, без доведення або перевірки об'єктивності результатів, отриманих за допомогою обраних експертами методик та наборів показників. Найчастіше автори методик не є статистиками, а тому з множини наявних методів багатовимірних оцінок обирають найпростіший – розрахунок багатомірної середньої. При цьому, в більшості випадків, зважування показників не здійснюється, а коли здійснюється – визначення ваг відбувається експертним шляхом, щодо обґрунтованості якого важко знайти якісь аргументи. Ще більші складності виникають при використанні багатомірної середньої для порівняльної оцінки соціально-економічного розвитку, коли має бути використана велика кількість досить різномірних показників. Здійснити більш об'єктивну порівняльну оцінку дозволяє застосування методів багатомірної класифікації, зокрема кластерного аналізу. Кластерний аналіз також доцільно використовувати для оптимізації набору показників з метою підвищення ефективності подібних оцінок.

Дослідження присвячене розгляду підходів щодо підвищення надійності порівняльних оцінок соціально-економічного розвитку країн шляхом використання для цього кластерного аналізу. Він був застосований до порівняльної оцінки розвитку країн Європи в 2005-2009 рр. При цьому використовувалася лише офіційна інформація Євростату, що обумовлювало об'єктивність отриманих оцінок, тому що показники всіх країн були обчислені за однаковою методологією. Був також врахований часовий лаг дії показників, що характеризували вплив чинників на досягнуті результати в соціальній та економічній сферах. Кластерний аналіз був застосований до абсолютних рівнів показників і до темпових характеристик змін їх рівнів у часі.

Для порівняльної характеристики соціально-економічного розвитку була використана інформація Євростату та Держкомстату України за попередньо відібраними 15 показниками. При цьому було застосовано тільки один показник, для вимірювання якого використовувалася грошова одиниця – валовий внутрішній продукт (ВВП) в розрахунку на душу населення. Це обумовлено тим, що цінність грошей є примарною і, на відміну від речей, що задовольняють певні наші потреби, і обумовлюється суб'єктивними чинниками. Тому було вирішено використовувати для оцінювання показники, рівень яких, з одного боку, реально відображає результати господарської діяльності, а з іншого обумовлює умови життя і добробут населення країни.

Оцінювання було здійснене за 3-ма наборами показників:

1) загальна порівняльна оцінка соціально-економічного розвитку – 13 показників: рівень безробіття, рівень інфляції, частка інвестицій у ВВП, сальдо міграції, частка фінансування НДДКР у ВВП, частка заробітної плати у ВВП, частка витрат домогосподарств у ВВП, ВВП на душу населення, рівень зайнятості, рівень безробіття, рівень безробіття молоді, середня очікувана тривалість життя жінок, середня очікувана тривалість життя чоловіків, природний приріст населення;

2) порівняльна оцінка економічного розвитку країн – 8 показників: рівень безробіття, рівень інфляції, частка інвестицій у ВВП, сальдо міграції, частка фінансування НДДКР у ВВП, частка заробітної плати у ВВП, частка витрат домогосподарств у ВВП, ВВП на душу населення;

3) порівняльна оцінка соціального стану – 6 показників: рівень безробіття молоді, середня очікувана тривалість життя жінок, середня очікувана тривалість життя чоловіків, природний приріст населення, рівень народжуваності, рівень смертності.

Побудова дендрограм здійснювалася за стандартизованими показниками на базі Евклідової відстані за методом Уорда, що дозволило отримати кластери приблизно однакових розмірів. Кластеризація за 13 соціально-економічними показниками дала такі результати (рис.1). Сусідами України в I кластері виявилися країни, що утворилися з республік колишнього СРСР – Естонія, Латвія, Литва. Слід звернути увагу, що до того ж за величиною міжкластерної Евклідової відстані, кластери I та II (до якого увійшли країни Східної Європи – Болгарія, Угорщина, Польща, Словаччина, Румунія) суттєво відрізняються від інших.

Співставлення змісту кластерів, утворених за вказаними вище 3-ма наборами показників, виявило результати, які – на перший погляд – важко пояснити: рух країн з кластеру до кластеру в разі використання всього набору показників в деяких випадках відрізнявся від руху, що спостерігався при використанні окремих складових набору – економічних та соціальних. Для окремих країн ці відмінності наведено в табл.1.

Причиною могло стати те, що при формуванні набору показників не враховувалися безпосередні та латентні зв'язки між ними. Як відомо, досить часто, при відборі показників для оцінок певних явищ і процесів не звертають уваги, що декілька показників характеризують ту ж саму складову. В такому разі, кластерний аналіз посилює вплив цієї складової на оцінку, враховуючи її стільки разів, скільки апріорно включено подібних показників до набору. І тому дія певних реальних причин для характеристики якої було задіяне декілька показників могла виявитися завищеною. Зокрема, це могло мати місце внаслідок використання 2-х рівнів безробіття – загального та молодіжного – які обумовлюються однією причиною – вмінням влади створювати місця праці. І якщо ця причина була врахована двічі, і інші – по одному разу, то і її вплив на оцінку соціально-економічного розвитку був завищений.

у 2 рази. Застосування кластерного аналізу до набору показників дозволяє сформулювати окремі їх групи, де характер дій показників на оцінку схожий між собою. В подальшому, використавши таблицю коефіцієнтів парної кореляції, є можливість замінити в наборі декілька показників з кожної групи на один, зменшивши їх загальну кількість. Тоді виключення з набору одного або декількох показників, що мають значну кореляцію з іншими, дозволяє підвищити якість аналізу, в нашому випадку – порівняльної оцінки економічного та соціального розвитку країн Європи.

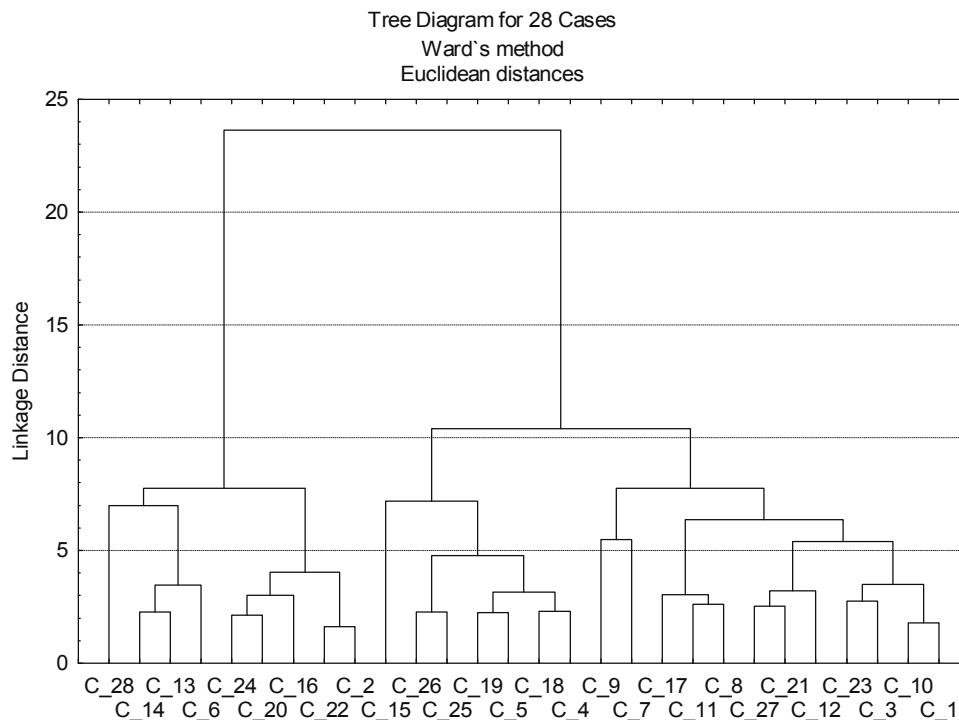


Рис.1. Дендрограма розподілу країн ЄС та України в 2009 р. за 13 соціально-економічними показниками

Джерело: власні розрахунки автора

Таблиця 1. Економічна та соціальна складові рейтингів України, Словаччини, Чехії та Польщі за результатами кластерного аналізу у 2005-2009 рр.

	Складові		Україна	Польща	Словаччина	Чехія
2005	Економічна		=	=	=	+1
	Соціальна		- 1	+ 1	+ 1	=
2006	Економічна	Рівні	+ 1	=	=	- 3
		Темпи	- 1	=	=	=
	Соціальна	Рівні	- 1	+ 1	+1	- 1
		Темпи	+ 1	=	- 3	=
2007	Економічна	Рівні	+ 1	- 3	- 3	=
		Темпи	- 1	- 1	- 1	=
	Соціальна	Рівні	+1	- 1	- 1	=
		Темпи	+ 1	+ 1	=	+ 1
2008	Економічна	Рівні	=	+ 1	+1	=
		Темпи	- 3	+ 1	=	+ 1
	Соціальна	Рівні	+ 1	-1	- 1	=
		Темпи	- 2	- 2	- 1	- 1
2009	Економічна	Рівні	+ 2	+1	+ 1	- 2
		Темпи	+ 1	=	+ 1	- 2
	Соціальна	Рівні	=	=	=	- 1
		Темпи	=	-1	- 1	=

Джерело: власні розрахунки автора

Для попередньої характеристики можливості наявності взаємної кореляції між показниками було обчислено коефіцієнти кореляції окремих показників в динаміці, що дозволило виявити 2 групи показників. Перша – показники з низьким рівнем варіації (коефіцієнти кореляції значень показників за різні роки перевищували 0,95), що дозволяє висловити припущення про подібність їх тенденцій, тобто – про можливість заміни кількох на один. Друга група – показники, для яких коефіцієнти кореляції динаміки мають низький рівень за певними фазами економічного циклу. Це обидва рівня безробіття, рівень інфляції, частка фінансування НДДКР у ВВП, сальдо міграції, рівень зайнятості щодо яких у 2008 – 2009 рр. відбулися суттєві зміни рівнів в порівнянні з попередніми роками. Зауважене може свідчити

як про подібну, так і різну скерованість їх тенденцій, що і обумовлює потребу у розрахунку парних коефіцієнтів кореляції значень показників в динаміці. Підхід до використання кластерного аналізу та парних коефіцієнтів кореляції для оптимізації набору показників проілюстровано на наборі показників, що попередньо був сформований для характеристики соціального розвитку. Кластерний аналіз визначив 2 групи подібних показників: 1) середня очікувана тривалість життя жінок, середня очікувана тривалість життя чоловіків, рівень смертності; 2) рівень безробіття молоді, природний приріст населення, рівень народжуваності. Щодо I кластеру, то найвищі значення парних коефіцієнтів кореляції з іншими показниками групи (більші, за 0,86) виявилися у показника середня очікувана тривалість життя жінок, який

– в подальшому – і використовувався в оптимізованому наборі соціальних показників. В той же час, для показників II кластеру значення парних коефіцієнтів кореляції не перевищували 0,25, що дозволило дійти висновку: їхня подібність, яку зауважив кластерний аналіз, не є настільки значною, щоб це дозволило виключити з набору який-небудь з показників.

Кластерний аналіз за оптимізованими вказаним способом кожним з 3-х наборів показників дав результати, які практично не відрізняються від тих, що були отримані при використанні повних наборів. Але не це стало головним висновком з проведеного дослідження та відповідних розрахунків. Як було зауважено в постановці завдання, передбачалося, що оптимізація підвищить об'єктивність оцінок. Особливо важливим це є в разі суттєвих відмінностей результатів кластеризації за повним та оптимізованим наборами показників. Тому була здійснена спроба перевірити, якою мірою виключення з набору пов'язаних взаємно показників вплинуло на оцінку подібності. Мірою такої оцінки, на наш погляд, мала б слугувати відстань між кластерами: якщо вона зменшилась, то це дає право вважати, що оптимізація дозволяє більш об'єктивно відображувати ступінь впливу окремих соціально-економічних причин на оцінку, для визначення якої у вихідному наборі використовувалось кілька показників.

Як відомо, Евклідова відстань такою мірою бути не може, тому що залежить від масштабів сукупності. В той же час, виходячи з природи обчислення – формули та змісту – Евклідової відстані, вона досить просто перетворюється (за аналогією з середнім квадратичним відхиленням) в характеристику середнього відхилення між елементами сукупності по всіх параметрах одночасно:

$$c_{jk} = \left[\sum_{i=1}^m (z_{ij} - z_{ik})^2 \right]^{1/2} \Rightarrow \overline{c_m} = \left[\frac{\sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^k (z_{ij} - z_{ik})^2}{m(k-1)} \right]^{1/2}$$

УДК 311.15

О. Гладун, д-р. екон. наук, ст. наук. співроб., В. Хвалинська,
Інститут демографії та соціальних досліджень імені М.В. Птухи НАН України

ЗАСТОСУВАННЯ У КЛАСТЕРНОМУ ТА ДИСКРИМІНАНТНОМУ АНАЛІЗІ НЕКІЛЬКІСНИХ ЗМІННИХ

Розглянутий підхід до використання у кластерному та дискримінантному аналізі не кількісних змінних, вимірних за ранговою та номінальною шкалою, шляхом їх перетворення у структурні змінні.

Ключові слова: кластерний аналіз, дискримінантний аналіз, не кількісних змінні, структурні змінні.

Рассмотрен подход к использованию в кластерном и дискриминантном анализе неколичественных переменных, измеренных по ранговой и номинальной шкале, на основе их преобразования в структурные переменные.

Ключевые слова: кластерный анализ, дискриминантный анализ, неколичественные переменные, структурные переменные.

The article reviews approach to use in cluster analysis and discriminate analysis non-quantitative (rang and nominal) variables based on their transformation to structure variables.

Keywords: cluster analysis, discriminate analysis, non-quantitative variables, structure variables.

Однією з важливих задач при проведенні аналітичних досліджень є виділення типологічних груп. За умови невеликої кількості групувальних ознак (до чотирьох) це може бути вирішено на основі методу комбінаційних групувань. При цьому дослідник має визначити кількість груп та їх межі за кожною ознакою, що не завжди є тривіальною задачею. До того ж, загальна кількість груп дорівнює добутку кількості груп за кожною ознакою, що може призвести, по-перше, до великої кількості типологічних груп, що значно ускладнить аналітичні розвідки та інтерпретацію результатів, і, по-друге, до наявності "порожніх" груп, кількість об'єктів у яких дорівнює нулю або є занадто малою для здійснення статистичного аналізу. Слід також взяти до уваги, що при проведенні розвідувально-

Результати розрахунку такого середнього відхилення (в разі заміни 13 показників для оцінки соціально-економічного розвитку на 8 він зменшився з 1,261 до 1,099) дозволяють зробити висновок про більшу подібність, в нашому випадку, країн (тобто – кластерів, до яких їх було віднесено), ніж це виглядало в разі використання не оптимізованого набору показників.

Висновки. Кількісний вимір подібності елементів сукупності за розглянутим підходом дає можливість отримувати обґрунтовані висновки щодо ступеню їх подібності та відмінності між собою. В аналізі економічного розвитку та рівня життя це дозволить міжнародним організаціям та урядам більш об'єктивно приймати рішення щодо напрямку та розмірів інвестування окремих територій, що буде сприяти підвищенню ефективності їх використання і, як наслідок, підвищенню добробуту населення.

1. Грішнова О. А. Людський розвиток [Текст]: навч. посіб. / О. А. Грішнова – К.: КНЕУ, 2006. – 308 с.
2. Данилишин Б. Україна в міжнародних рейтингах сталого розвитку [Текст] / Б. Данилишин, О. Веклич // Економіка України. – 2008. – № 7. – С. 13-23.
3. Лібанова, Е. М. Людський розвиток регіонів України: методика оцінки і сучасний стан [Текст] / Е. М. Лібанова, Н. С. Власенко, О. С. Власюк та ін. К.: 2002. – 110 с.
4. Мірошниченко, О. Ю. Статистичне оцінювання рівня життя населення [Текст] / О. Ю. Мірошниченко // Автореферат дис. канд. екон. наук – К., 2008. – 20 с.
5. Ревенко, А. Україна у світових координатах людського розвитку [Текст] / А. Ревенко // Дзеркало тижня. – 2001. – № 28 (28 липня). – С. 1, 10.
6. Шишкін, В. С. Людський розвиток: оцінка та основні напрями підвищення його рівня [Текст] / В. С. Шишкін // Автореферат дис. – К., 2004. – 20 с.
7. Звіти з людського розвитку на сайті Програми розвитку Організації Об'єднаних Націй [Електронний ресурс] – Режим доступу : <http://hdr.undp.org>.
8. Результати досліджень Міжнародного інституту розвитку менеджменту (Institute of management development, IMD) [Електронний ресурс]. – Режим доступу: <http://www.imd.ch>.
9. Всемирный экономический форум: рейтинг глобальной конкурентоспособности 2010-2011 [Електронний ресурс] – Режим доступу : <http://gtmarket.ru/news/state/2010/09/09/2668>.
10. The Happy Planet Index 2.0. [Електронний ресурс]. / Abdallah S., Thompson S., Mishaelson J., Marks N., Steuer N. / London, New economics foundation, 2009, 62 p. – Режим доступу: <http://gtmarket.ru/news/state/2009/07/09/2090>.

Надійшла до редколегії 01.07.11

го аналізу доволі часто неможливо однозначно наперед визначити групувальні ознаки та інтервали.

Тому при проведенні багатьох досліджень практично немає альтернативи застосуванню багатовимірної класифікації, перед якою стоять дві відмінні задачі: 1) формування груп однорідних об'єктів; 2) віднесення об'єкта в одну з наперед визначених груп.

При вирішенні першої задачі розбиття сукупності об'єктів на групи повинно здійснюватись таким чином, щоб у підсумку об'єкти однієї групи були максимально подібні між собою, а об'єкти різних груп – максимально відмінні. При вирішенні другої задачі необхідно забезпечити виконання умови, щоб об'єкт, який відноситься до однієї з груп, був максимально подібним до об'єктів своєї

© Гладун О., Хвалинська В., 2011

групи і максимально відмінним від об'єктів інших груп. Перша задача класифікації об'єктів вирішується методами кластерного аналізу, друга – дискримінантного аналізу.

Кластерний аналіз – це сукупність методів, які дозволяють класифікувати спостереження, кожне з яких описується набором теоретично необмеженої кількості змінних. У кластерному аналізі використовується політетичний підхід утворення груп, тобто всі ознаки одночасно приймають участь у групуванні і враховуються одразу при віднесенні спостереження в ту чи іншу групу [1].

Необхідність розвитку методів кластерного аналізу і їхнього використання продиктована насамперед тим, що вони допомагають побудувати науково обґрунтовані класифікації, виявити внутрішні зв'язки між одиницями сукупності, що спостерігаються. Крім того, методи кластерного аналізу можуть використовуватися з метою стиснення інформації, що є важливим чинником в умовах постійного збільшення обсягів статистичних даних.

Дискримінантний аналіз дозволяє, з одного боку, також дослідити відмінності між вже визначеними групами (класами, кластерами) об'єктів, а з іншого – здійснювати віднесення нового об'єкта до тієї чи іншої групи.

Практично всі процедури кластерного та дискримінантного аналізу розроблені для кількісних даних [1, 2]. Проте кількісні дані достатньо широко використовуються для опису різних об'єктів при економічних, соціальних, психологічних, біологічних тощо дослідженнях. При проведенні соціально-економічних чи соціологічних обстежень населення взагалі більшість ознак вимірюється за номінальною або ранговою шкалою, тобто має кількісну (нечислову) природу.

Таким чином, з одного боку існує потреба у використанні методів класифікації, застосуванню яких зараз сприяє розвиток обчислювальної техніки та наявність відповідного стандартного програмного забезпечення, а з другого – обмеження використання в залежності від типу даних. Тобто існує нагальна потреба у розробці методологічних підходів щодо використання кількісних даних в різних моделях. Зазначене і обумовлює актуальність дослідження можливості та способів використання кількісних даних у моделях багатовимірної класифікації.

В останнє десятиліття використання методів кластерного та дискримінантного аналізу набуло популярності у найрізноманітніших областях науки. Існує багато монографій, посібників, публікацій присвячених цим методам; розроблені загальні схеми їх використання, рекомендації щодо проведення класифікації за допомогою пакетів прикладних програм. У той же час відсутній систематичний аналіз питань використання методів класифікації в предметних соціально-економічних дослідженнях.

Огляд літератури, присвяченої кластерному аналізу показує, що питання методологічного опрацювання проблеми вимірювання близькості об'єктів, вибору алгоритмів, перевірки якості кластеризації розглядаються дуже мало. Як правило, наводяться лише результати кластеризації, без детального опису підготовки даних до аналізу, вибору того чи іншого алгоритму [3, 4].

Соціальні і економічні об'єкти, як правило, характеризуються досить великою кількістю параметрів, які утворюють багатовимірні вектори. Часто дані виміряні у різних шкалах і це є проблемою при подальшому виборі алгоритму класифікації. Це ж повною мірою відноситься і до дискримінантного аналізу. Дослідження щодо особливостей застосування цих методів, зокрема з урахуванням особливостей даних, практично не висвітлюються.

Слід також взяти до уваги, що у керівництвах до спеціалізованих пакетів статистичних програм не описуються конкретні алгоритми, які реалізовані. Дається

тільки загальна постановка задач кластерного та дискримінантного аналізу та інструкція по користуванню. Це утруднює вибір конкретного алгоритму та інтерпретацію отриманих результатів.

Таким чином, потреба використання в моделях багатовимірної класифікації не кількісних даних (тобто виміряних на ранговій або номінальній шкалі) і обумовлює необхідність розробки методологічних підходів для вирішення проблеми їх використання у моделях.

Тому **метою статті** є викладення розробленого авторами підходу до використання не кількісних змінних у моделях кластерного та дискримінантного аналізу. Ідея дослідження полягала у включенні до моделей багатовимірної класифікації замість не кількісних змінних структурних змінних.

Структурна змінна являє собою вектор, який має стільки елементів, скільки рівнів має кількісна ознака. Для безперервної ознаки це – розбиття на певні інтервали; для дискретної – або об'єднання декількох значень у один рівень, або відповідність кожного значення дискретної величини рівню. При цьому, елемент вектору, який відповідає інтервалу (рівню) кількісної ознаки, буде мати значення "1", а всі інші – "0".

Сенс переходу до структурних змінних проілюструємо на прикладі. Нехай ознака "Кількість працюючих у домогосподарстві" має п'ять рівнів: немає працюючих; один працюючий; два працюючих; три працюючих; чотири і більше працюючих. Тобто, змінна має конкретне значення: 0; 1; 2; 3 або 4. Припустимо, що у домогосподарстві налічується двоє працюючих. Тоді при переході до структурних змінних значення кількісної ознаки "Кількість працюючих у домогосподарстві" буде відображена вектором з п'яти елементів. При цьому тільки один з елементів, який відповідає рівню кількісної ознаки, – у нашому прикладі третій, – буде мати значення "1", а всі інші – "0". Таким чином, змінна (ознака) "кількість працюючих у домогосподарстві" буде представлена вектором (набором) з п'яти окремих значень: {0, 0, 1, 0, 0}.

Таким чином, замість одного значення змінної будемо мати набір бінарних змінних. Пік досліджень щодо включення бінарних змінних у моделі припадає на 80-ті роки минулого століття [див., наприклад, 5, 6, 7]. У роботі **В.П. Трофімова** [8] доведена адекватність регресійних моделей з використанням кількісних та структурних змінних. У роботі **А.М. Еріної** [9] структурні змінні включені у регресійну модель одночасно з змінними, виміряними за метричною шкалою. Проте, дослідження щодо використання структурних змінних у моделях багатовимірної класифікації авторам невідомі.

При проведенні дослідження роботи здійснювались у такій послідовності.

Спочатку були побудовані класифікаційні моделі (кластерного або дискримінантного аналізу) по кількісних змінних. Після цього всі кількісні змінні, включені до моделі, були перетворені у структурні. За тим були побудовані такі ж класифікаційні моделі, але з використанням структурних змінних.

Потім здійснювалось порівняння результатів класифікації, отриманих по моделях з кількісними та структурними змінними, що дало змогу зробити висновки щодо можливості використання структурних змінних у моделях багатовимірної класифікації взагалі. Це одночасно й буде висновком щодо можливості включення не кількісних змінних, виміряних за ранговою чи номінальною шкалою, у відповідні моделі.

Як інформаційна база для побудови моделей були використані реальні дані обстеження умов життя домогосподарств за 2008 рік, яке проводиться Держкомстатом України. Масив містить демографічні, соціальні

та економічні характеристики щодо 10 622 домогосподарств України. Розрахунки провадилися у пакеті програм SPSS.

Кластерний аналіз. При великій кількості спостережень застосовують неієрархічні методи кластерного аналізу, які являють собою ітеративні методи дроблення вихідної сукупності. В процесі ділення нові кластери формуються доти, доки не буде виконано правило зупинки.

Найбільш поширеним серед неієрархічних методів є алгоритм *k*-середніх, який називають ще швидким кластерним аналізом. Цей алгоритм розбиває сукупність на *k* кластерів, розміщених якнайдалі один від одного. Для можливості використання цього методу необхідно мати гіпотезу про найбільш ймовірне число кластерів. Вибір числа *k* може базуватися на результатах попередніх досліджень, теоретичних міркуваннях або інтуїції. Вибір числа кластерів є складним питанням. Якщо немає припущень щодо цього числа, рекомендують утворювати 2 кластери, потім 3, 4, 5 і т.д., порівнюючи потім отримані результати.

Загальна ідея алгоритму така. Задане фіксоване число *k* кластерів; спостереження розподіляються по кластерах так, що середні в кластері (для всіх змінних) максимально відрізняються [1].

На першому етапі відбувається початковий розподіл об'єктів по кластерах. Вибирається *k* точок і ці точки вважаються "центрами" кластерів. Кожному кластеру відповідає один центр. Вибір початкових центрів може здійснюватися за наступними варіантами: 1) вибір *k* спостережень для максимізації початкової відстані; 2) випадковий вибір *k* спостережень; 3) вибір перших *k* спостережень. У результаті початкового розподілу кожний об'єкт потрапляє до відповідного кластеру, відстань до якого є найменшою.

На наступному етапі застосовується ітеративний процес: обчислюються центри кластерів, якими потім і надалі вважаються середні кластерів, об'єкти знов перерозподіляються. Процес обчислення центрів і перерозподілу об'єктів продовжується доти, доки не виконється одна із умов: або кластерні центри стабілізувалися, тобто всі спостереження належать кластеру, якому належали до поточної ітерації; або число ітерацій досягне визначеного числа ітерацій.

Перевагами методу *k*-середніх є простота використання; швидкість проведення розрахунків; зрозумілість і прозорість алгоритму. Недоліком алгоритму *k*-середніх є його чутливість до викидів, які можуть спотворювати середні. Можливим рішенням цієї проблеми є використання модифікації алгоритму – алгоритм *k*-медіани, проте цей алгоритм не реалізований у пакеті SPSS.

При проведенні дослідження був використаний саме алгоритм *k*-середніх. За результатами попереднього аналізу у модель було включено три змінні: кількість осіб у домогосподарстві (x_1); кількість осіб у непрацездатному віці у домогосподарстві (x_2); загальний середньомісячний дохід на одного члена домогосподарства (x_3). Після проведення розрахунків (з перерахуванням центрів кластерів) з різним числом кластерів, найбільш прийнятним було визнано розбиття на чотири кластери.

У зв'язку з тим, що змінні мають різні одиниці виміру, перед кластеризацією змінні були пронормовані.

Після чого були здійснені роботи відповідно до зазначеної раніше послідовності. Заміна кількісних змінних структурними відбувалась таким чином. Змінна кількість осіб у домогосподарстві була представлена структурною змінною з дванадцятьма елементами (одна особа, дві, ..., дванадцять осіб); змінна кількість осіб у непрацездатному віці у домогосподарстві – з п'яти елементів (див. раніше); змінна загальний середньомісяч-

ний дохід на одного члена домогосподарства – з чотирьох елементів (були сформовані чотири інтервали, ширина яких дорівнювала прожитковому мінімуму).

Адекватність моделей, побудованих за кількісними та структурними змінними, перевірялась шляхом співставлення результатів класифікації: чи в ті ж самі групи відносяться об'єкти за підсумками цих двох класифікацій.

Кількість об'єктів класифікованих у ті ж самі групи за двома моделями становить 88,58%. Такий результат дає змогу говорити про адекватність кластерів, побудованих на базі кількісних та структурних змінних.

Дискримінантний аналіз. Загальна модель дискримінантного аналізу для кількісних змінних при відсутності інформації щодо апіорної ймовірності віднесення до певної групи та при рівності втрат має такий вигляд [1, 2, 5]:

$$d_k = a_{k0} + a_{k1}x_1 + a_{k2}x_2 + \dots + a_{kp}x_p,$$

де d_k – значення дискримінантної функції для групи *k*; a_{kj} – коефіцієнти дискримінантної функції змінної *j* у групі *k* ($j = 0, 1, 2, \dots, p$; *p* – кількість змінних у моделі, 0 – вільний член); x_j – кількісні змінні.

Об'єкт відноситься до тієї групи, для якої значення d_k максимальне.

Адаптована для випадку використання структурних змінних, модель дискримінантного аналізу набуває вигляду:

$$d_k^* = a_{k0} + \sum_{j=1}^p \sum_{l=1}^{h_j} a_{kjl} u_{jl}$$

де a_{kjl} – коефіцієнти дискримінантної функції для *l*-го рівня змінної *j* у групі *k*; u_{jl} – структурні змінні (*l*-й рівень змінної *j*); h_j – кількість рівнів змінної *j*.

При побудові моделей дискримінантного аналізу були використані ті ж самі три кількісні змінні (та відповідні структурні) і результати кластерного аналізу щодо розбиття сукупності на чотири групи домогосподарств. При цьому була застосована процедура примусового включення всіх змінних.

Надійність дискримінантної моделі за кількісними змінними перевірялась шляхом порівняння результатів віднесення об'єктів (домогосподарств) у групи на підставі побудованої моделі і з групами, визначеними за результатами кластерного аналізу. Кластери співпали для 97,55% домогосподарств, що є дуже високим показником. Тобто маємо дуже надійну модель дискримінантного аналізу.

Після цього була побудована модель дискримінантного аналізу з використанням структурних змінних та проведено порівняння результатів дискримінантної моделі з використанням кількісних змінних.

Співпадіння становило 82,45%, що хоча це менше, ніж результат для моделі кластерного аналізу, є прийнятним результатом. У цілому ж можна говорити про адекватність дискримінантних моделей, побудованих на базі кількісних та структурних змінних.

У цілому можна говорити про адекватність результатів кластерного аналізу на базі кількісних та структурних змінних. Модель дискримінантного аналізу менш надійна, але дає адекватні результати.

Отримані результати свідчать про можливість заміни кількісних змінних структурними у моделях багатовимірної класифікації. Що, у свою чергу, дозволяє зробити висновок щодо можливості використання у відповідних моделях змінних, вимірених за ранговою та номінальною шкалою, за умови їх попереднього перетво-

рення у структурні змінні. Це значно розширює сферу застосування методів багатовимірної класифікації.

1. Сошникова Л. А. Многомерный статистический анализ в экономике : Учеб. Пособие для вузов / Л. А. Сошникова, В. Н. Тамашевич, Г. Уебе, М. Шефер; Под ред. проф. В. Н. Тамашевича. — М.: ЮНИТИ ДАНА, 1999. — 598 с. 2. Факторный, дискриминантный и кластерный анализ / [Дж.-О. Ким, Ч. У. Мюллер, У. Р. Клекка и др.]. — М.: Финансы и статистика, 1989. — 215 с. 3. Крыштановский А.О. Анализ социологических данных с помощью пакета SPSS / Крыштановский А.О. — М.: Издательский дом ГУ ВШЭ, 2006. — 281 с. 4. Пістунів І.М., Антонюк О.П., Турчанінова І.Ю. Кластерний аналіз в економіці: навчальний посібник / Пістунів І.М. — Дніпропетровськ: Національний гірничий університет, 2008. — 84 с. 5. Афифи А. Статистический анализ: Подход с использованием ЭВМ. / А. Афифи, С. Эйзен. — М.: Мир, 1982. — 488 с. 6. Миркин Б. Г. Анализ качественных признаков и структур / Б. Г. Миркин. — М.: Статистика, 1980. — 319 с. 7. Миркин Б. Г. Группировка в социально-экономических исследованиях / Б. Г. Миркин. — М.: Финансы и статистика, 1985. — 224 с. 8. Трофимов В.П. Логическая структура статистических моделей / В.П. Трофимов. — М.: Статистика, 1985. — 191 с. 9. Ерина А. М. Математико-статистические методы изучения экономической эффективности производства / А. М. Ерина. — М.: Финансы и статистика, 1983. — 191 с.

Надійшла до редколегії 01.07.11

УДК 311.311

А. Сидорова, д-р экон. наук, проф.,
Донецкий национальный университет

ВНЕШНЕЭКОНОМИЧЕСКАЯ ДЕЯТЕЛЬНОСТЬ КАК ФАКТОР СОЦИАЛЬНО-ЭКОНОМИЧЕСКОГО РАЗВИТИЯ

Рассмотрено состояние внешнеэкономической деятельности Украины, причины отрицательного торгового и платежного балансов. На основе кластерного анализа выявлена дифференциация регионов по уровню социально-экономического развития и внешнеэкономической деятельности. Сформулированы направления развития регионов каждого кластера с учетом их современного состояния.

Ключевые слова: социально-экономическое развитие, внешнеэкономическая деятельность, кластерный анализ.

Розглянуто стан зовнішньоекономічної діяльності України, причини негативного торгового і платіжного балансів. На основі кластерного аналізу виявлено диференціацію регіонів за рівнем соціально-економічного розвитку і зовнішньоекономічної діяльності. Сформульовано напрямки розвитку регіонів кожного кластеру з урахуванням їх теперішнього стану.

Ключові слова: соціально-економічний розвиток, зовнішньоекономічна діяльність, кластерний аналіз.

The state of foreign economic activity of Ukraine, reasons of negative auction and pay balances, are considered. On the basis of cluster analysis differentiation of regions on the level of socio-economic development and foreign economic activity is exposed. Directions of regions development of every cluster are formulated taking into account their modern state.

Keywords: socio-economic development, foreign economic activity, cluster analysis.

Переход экономики Украины на рыночные отношения, вступление в ВТО существенно повысили роль внешнеэкономической деятельности в развитии страны. Усиление внешнеэкономического фактора объективно диктуется проводимыми рыночными преобразованиями, формирующими качественно новые взаимосвязи с другими странами мира. Благодаря внешней торговле, страны получают возможность производить продукцию с наименьшими издержками производства и покупать ту продукцию, которая гораздо дешевле у других производителей. Торговля между странами, расширение мирохозяйственных связей на основе международного разделения труда и преимуществ специализации, как показывает мировая практика, способствует распространению новых идей и технологий, стимулируют экономический рост.

Внешнеэкономическая деятельность оказывает мощное воздействие на социально-экономическое развитие страны, повышая эффективность общественного производства, обеспечивая рациональное использование трудовых ресурсов и инвестиций, стимулируя инновационное развитие.

Исследование внешнеэкономических связей и их влияние на социально-экономическое развитие рассмотрено в работах Духненко В. [2], Задон А. А. [3], Зацепило А. И. [4], Макогона Ю. В. [6], Михайлова В. С. [8] и др.

Внешнеэкономическая деятельность является одним из определяющих факторов, влияющих на основные экономические и социальные характеристики страны и отдельных регионов. Так, объем экспорта во многом определяет объемы производства, а импорт товаров и услуг восполняет дефицит тех их групп, которые не производятся в стране. Другие показатели ВЭД, такие как объем прямых иностранных инвестиций в национальную экономику и из нее в экономику стран мира, проявляют свое влияние на социально-экономическое развитие опосредованно, через основные показатели ВЭД.

Целью данной статьи является исследование влияния ВЭД на социально-экономическое развитие страны и ее регионов для разработки направлений их экономического роста.

К настоящему времени Украина еще не стала полноправным членом мирового сообщества, так как конкурентоспособность ее экономики на внешнем рынке достаточно низка и не может в полной мере использовать преимущества внешнеэкономических связей. Вместе с тем, экспорт и импорт занимают высокое место, значительная часть субъектов хозяйствования является участниками внешнеэкономической деятельности.

В 2010г. экспорт Украины составил 63,067 млрд. долл., по сравнению с 2000г. он вырос в 3,49 раза, а импорт — 66,180 млрд.долл., в 4,38 раза соответственно [5]. В среднем ежегодно за 2000-2010 гг. темпы роста импорта опережали темпы роста экспорта в 1,023 раза.

Начиная с 2006 г., внешнеторговый баланс Украины становится отрицательным и в 2010 г. составляет — 3113,1 млн. долл. США. Ухудшение состояния произошло из-за неблагоприятной конъюнктуры на мировых товарных рынках (снижения спроса и мировых цен); курсовых колебаний мировых валют; нестабильности курса национальной валюты; укрепления сырьевой ориентации украинского экспорта; уменьшения экспорта высокотехнологической продукции; низкого уровня диверсификации поставок энергоресурсов [4]. Расчет коэффициента эластичности показал, что с увеличением ВВП на 1% в 2010 г. экспорт товаров и услуг Украины увеличивался на 1,36%, а импорт — на 1,499%. Обратная закономерность, когда увеличение ВВП на 1% приводило к снижению экспорта на 2,54%, а импорта — на -2,93% наблюдалась только в 2008 г. Это означало, что большая часть произведенного потреблялась на внутреннем рынке. Снижение импорта при росте ВВП обусловлено и другими факторами — ростом внешнего долга, снижением валютной выручки, доходов населения, ростом курса валют. Доля импорта во внутреннем потреблении страны в

2000-10 гг. значительно превышала установленное пороговое значение (30%) и достигла своего пика в 2008 г. – 93,3%. Однако, из-за сокращения импорта товаров в кризисном, 2009 г., доля импорта во внутреннем потреблении снизилась до 52,3% [5].

С 2006г. в Украине отмечается отрицательное сальдо и для платежного баланса. Размер валового внешнего долга Украины уже в 2005 г. превысил критическую отметку в 50% ВВП и составил 50,6%, в 2009 г. зафиксировано наибольшее его значение – 88,7%, при установленном Министерством Экономики пороговом значении в 25% [7].

Неблагоприятной особенностью для Украины является значительная региональная дифференциация ВЭД. Оценка внешнеэкономической деятельности отдельных регионов и ее влияние на социально-

экономическое развитие выполнена нами на основе кластерного анализа с помощью ППП "Statistica 7.0" [1].

Исходными данными для кластерного анализа послужили следующие показатели: ВРП регионов Украины и ВРП на душу населения, как важнейшие индикаторы социально-экономического развития отдельных регионов; объем инвестиций в основной капитал, характеризующий степень его обновления, и коэффициент износа, определяющий степень непригодности к использованию действующих основных фондов, а также показатели ВЭД: объемы экспорта и импорта; объемы инвестиций в экономику регионов Украины и из регионов в экономику стран мира (табл.1). Выбор этих факторов обусловлен теоретическим содержанием поставленной задачи.

Таблица 1. Исходные данные для кластерного анализа регионов Украины за 2009 г.

	ВРП (млн. грн.)	ВРП на душу населения (грн.)	Экспорт товаров и услуг (млн. долл. США)	Импорт товаров и услуг (млн. долл. США)	Прямые иностр. инвестиции в Украину, млн. долл. США)	Прямые инвестиции из Украины, млн. долл. США	Инвестиции в основной капитал (в фактических ценах; млн. грн.)	Коэффициент износа основных средств
АР Крым	27396,0	13933,0	631,7	205,1	622,1	0,3	5536,0	0,648
Винницкая	20104,0	12145,0	519,8	327,3	161,3	0,2	2670,0	0,707
Волинская	12225,0	11796,0	337,5	450,4	269,2	0,0	2415,0	0,454
Днепропетров-ская	93331,0	27737,0	5567,8	3985,3	2670,1	110,9	13254,0	0,581
Донецкая	103739,0	23137,0	9777,0	2260,0	1512,9	5395,8	12985,0	0,634
Житомирская	14731,0	11419,0	372,7	454,1	177,4	0,0	2299,0	0,502
Закарпатская	12542,0	10081,0	978,7	978,6	356,4	0,0	1915,0	0,522
Запорожская	37446,0	20614,0	2893,1	1278,8	840,6	14,0	4650,0	0,603
Ивано-Франковская	17241,0	12485,0	355,9	273,3	480,8	0,0	3447,0	0,502
Киевская	37548,0	21769,0	1335,5	2323,1	1310,5	0,0	9955,0	0,375
Кировоградск.	13389,0	13096,0	267,8	156,6	63,8	0,1	2766,0	0,738
Луганская	38451,0	16562,0	1920,3	833,1	335,9	1,7	4378,0	0,548
Львовская	35955,0	14093,0	888,9	1683,4	891,0	0,7	6708,0	0,609
Николаевская	20336,0	17050,0	1708,6	824,5	161,8	0,5	4022,0	0,673
Одесская	48647,0	20341,0	2688,9	2769,9	970,2	37,4	9959,0	0,512
Полтавская	33629,0	22337,0	1294,8	695,8	515,4	2,0	7691,0	0,701
Ровенская	13469,0	11699,0	363,9	277,0	272,1	0,0	2696,0	0,501
Сумская	16060,0	13631,0	741,7	457,2	158,0	2,7	2185,0	0,609
Тернопольск.	11173,0	10240,0	133,9	183,2	58,6	0,0	1428,0	0,445
Харьковская	58923,0	21228,0	1511,7	1827,5	1609,8	10,2	8315,0	0,806
Херсонская	13436,0	12256,0	411,0	129,4	175,0	0,0	2087,0	0,668
Хмельницкая	15758,0	11780,0	261,5	289,6	137,3	0,0	3471,0	0,518
Черкасская	18707,0	14393,0	547,4	359,1	168,1	0,0	3040,0	0,606
Черновицкая	8484,0	9383,0	126,2	108,9	60,1	0,0	2602,0	0,374
Черниговская	14636,0	13121,0	284,6	339,3	94,4	0,0	1588,0	0,524
г. Киев	169537,0	61088,0	9253,4	22472,1	13464,5	175,6	28228,0	0,534
г. Севастополь	6452,0	16966,0	192,6	61,4	141,8	0,0	1487,0	0,479

Источник: По данным Статистического сборника "Регіони України у 2010 р." [10]

Кластеризация регионов Украины по показателям социально-экономического развития и внешнеэкономической деятельности позволила сгруппировать их в 4 кластера:

Кластер 1: Днепропетровская, Донецкая, г. Киев;

Кластер 2: Запорожская, Киевская, Луганская, Львовская, Одесская, Полтавская, Харьковская;

Кластер 3: АРК, Винницкая, Ивано-Франковская, Николаевская, Черкасская;

Кластер 4: Волинская, Житомирская, Закарпатская, Кировоградская, Ровенская, Сумская, Тернопольская,

Херсонская, Хмельницкая, Черниговская, Черновицкая, г. Севастополь.

Как видно на рис.1, регионы первого кластера значительно превышают другие регионы как по показателям социально-экономического развития, так и по показателям ВЭД. Регионы второго кластера характеризуются более высокими значениями (по сравнению с регионами 3 и 4 кластеров) производства ВРП, ВРП в расчете на душу населения и инвестиций в основной капитал, что указывает на более высокий уровень их экономического развития, который, в свою очередь, усиливается потенциалом внешнеэкономических связей.

По показателям ВЭД в этом кластере также наблюдается небольшое превышение. В регионах 3 кластера выше (по сравнению с 4) производственный потенциал создания ВРП, в то время как остальные показатели не показывают существенного отличия. Регионы 4 кластера по всем исследуемым показателям имеют самый низкий потенциал развития.

Следовательно, первый кластер формируют регионы с высокими показателями социально-экономического развития и внешнеэкономической деятельности: Донецкая, Днепропетровская области и г. Киев. Эти

регионы отличаются высокими показателями объемов промышленного производства и наличия основных фондов, которые обуславливают не только высокие темпы экономического роста, но и высокие значения коэффициента износа, поскольку высокий уровень промышленного развития региона предполагает интенсивное использование всех ресурсов, в том числе и капитальных, что ведет к их ускоренному износу. Способствуют социально-экономическому развитию их внешнеэкономические связи.

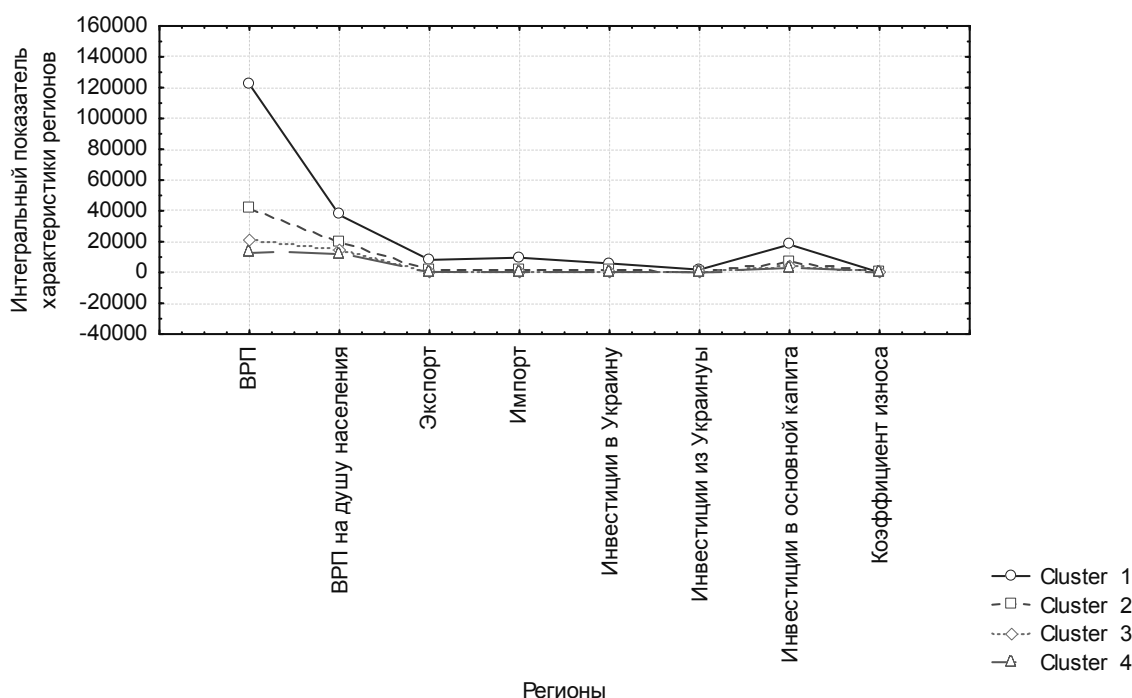


Рис.1. Значения показателей социально-экономического развития и внешнеэкономической деятельности в распределении регионов по кластерам за 2009 г.

Источник: Собственные расчеты автора

Во вторую группу вошли регионы со средним уровнем индикаторов социально-экономического развития, таких как ВРП и объем инвестиций в основной капитал, и средним уровнем показателей внешнеэкономической деятельности, в том числе объема иностранных инвестиций в обоих направлениях. Во втором кластере находятся исключительно регионы с высоким уровнем промышленного развития, такие как Запорожская, Киевская, Луганская, Одесская, Полтавская и Харьковская области, которые отличаются налаженными внешнеэкономическими связями со странами мира.

В третьем кластере представлены регионы с низким уровнем индикаторов внешнеэкономической деятельности и средним уровнем социально-экономического развития. Регионы этого кластера, а именно АРК, Винницкая, Ивано-Франковская, Николаевская и Черкасская области, отличаются средним уровнем экономического развития.

Последний, четвертый кластер объединяет регионы с низким уровнем как показателей социально-экономического развития, так и индикаторов внешнеэкономической деятельности. Регионы этой группы имеют уровень экономического развития ниже, чем средний по экономике Украины. В этой группе находится наибольшее количество (11) областей Украины и г. Севастополь.

Кластеризация подтверждает, что регионы, вошедшие в каждый из кластеров, имеют свои особенности. Следовательно, для каждого кластера следует разрабатывать отдельные программы социально-экономического развития. Так, для первого кластера целесообразно применять инвестиционную стратегию развития, предусматривающую постоянное повышение объемов инвестиций, осуществляемых с целью замены устаревших и изношенных основных средств, а также с целью повышения эффективности их использования и роста производительности труда. У регионов-лидеров — большие внутренние резервы, высокие инвестиционный потенциал и устойчивость к воздействию на них рисков. Они обладают необходимыми ресурсами для устойчивого развития. Ограничениями по привлечению инвестиций в ближайшие годы могут стать насыщенность рынка, высокий уровень конкуренции, ограниченность трудовых и природно-сырьевых ресурсов, экологические и социальные проблемы.

Развитие регионов первого кластера в значительной степени будет зависеть от уровня цен на газ, поскольку украинская индустрия является одной из самых энергоемких в мире. Повышенный уровень инвестиционного риска заставит бизнесменов диверсифицировать инвестиции и искать новых субъектов для вложений в регионах с меньшим уровнем риска [2].

Для развития регионов второго кластера также необходима инвестиционная стратегия, но с учетом специфики этих регионов. В связи с тем, что области, попавшие во второй кластер, традиционно отличаются высоким товарооборотом розничной и оптовой торговли (в частности, Харьковская, Одесская и Львовская области), а также в связи с тем, что во многих из этих областей находятся крупные транспортные узлы, приоритетом развития этих регионов является сфера услуг. Особенность этой группы заключается в возможности подняться к первому кластеру, так и в вероятности спуститься к третьему. Эти области имеют повышенный уровень социально-демографического и финансового рисков.

Регионы третьего кластера, например, такие, как АРК и Ивано-Франковская область несут в себе большой потенциал по развитию рекреационной сферы. В связи с этим, в регионах третьего кластера следует уделять большое внимание развитию туризма и других видов деятельности по оказанию услуг. Кроме того, следует обратить внимание на низкий уровень промышленного развития таких областей, как Винницкая, Николаевская и Черкасская, что требует осуществления внутренних инвестиций и привлечения зарубежных инвесторов в развитие предпринимательства в этих регионах.

Уровень социально-экономического развития регионов четвертого кластера является достаточно низким. Более того, традиционно эти регионы считаются "реципиентами", то есть потребляют больше бюджетных средств, чем направляют их в бюджет. Сюда вошли как аграрно-индустриальные Волынская, Закарпатская, Ровенская, Тернопольская и Черновицкая области, так и Сумская, Херсонская, Житомирская, Черниговская, Кировоградская области и г. Севастополь, обладающие наиболее изношенной непродуктивной производственной базой. Хмельницкую область многие эксперты оценивают как область с умеренным потенциалом и высокими рисками, среди которых – экономический, финансовый и социально-демографический. Мероприятия по их сокращению, а также увеличению доли услуг в структуре экономики позволит улучшить ее показатели. Зна-

чит, основной задачей для регионов четвертого кластера является повышение эффективности функционирования их предприятий и привлечение дополнительных инвестиций за счет собственных ресурсов.

Таким образом, выполненная кластеризация регионов Украины в зависимости от показателей социально-экономического развития и внешнеэкономической деятельности свидетельствует о существенной их дифференциации. Более высокий уровень ВЭД способствует повышению социально-экономического развития региона. Это свидетельствует о необходимости формирования дифференцированных программ развития внешнеэкономической деятельности, учитывающих особенности отдельных регионов. А поскольку национальная экономика является частью динамичной системы мирового хозяйства, то чем активнее страна включается в систему мирохозяйственных связей, тем точнее выверен ее курс взаимодействия с остальным миром, тем выше благосостояние общества и его граждан.

1. Боровиков В. STATISTICA: искусство анализа данных на компьютере. Для профессионалов. – СПб: Питер, 2001. – 656 с. 2. Духненко В., Дуброва О., Хисамова А. Рейтинг инвестиционной привлекательности регионов // Эксперт: украинский деловой журнал. – № 49 (52) 26.12.2010 [Электронный ресурс] // <http://www.expert.ua/articles/25/0/1413/> 3. Задоя А. А. Валютный курс и его влияние на мотивацию внешнеэкономической деятельности // Академичний огляд: науково-практичний журнал. – 2009. – №1. – С. 137 – 150. 4. Зацепило А. І. Зовнішньоекономічна діяльність України через призму економічного розвитку [Електронний ресурс] // WEB-ресурс науково-практичних конференцій // http://www.confcontact.com/2008dec/2_zacepilo.htm 5. Зовнішня торгівля України (Держаний комітет статистики) / Відповідальний за випуск А. О. Фризоренко. – К.: Консультант, 2010. – 100 с. 6. Макогон Ю. В. Устойчивое развитие экономики Украины в аспекте сотрудничества с ВТО и ЕС // Проблемы развития внешнеэкономических связей и привлечения иностранных инвестиций: региональный аспект / Сб. науч. трудов. Ч. 1: Развитие внешнеэкономических связей на макро и микро-уровнях – 2008. – С. 4 – 15. 7. Методика розрахунку економічної безпеки України, затверджена наказом Міністерства економіки України від 02.03.2007 р. №60 [Електронний ресурс] // www.me.gov.ua 8. Михайлов В. С. Зовнішньоекономічна діяльність України: статистичне забезпечення // Статистика України. – 2007. – №4. – С. 25 – 29. 9. Новый курс: реформи в Україні. 2010 – 2015. Національна доповідь / За заг. ред. В. М. Гейця [та ін.] – К.: НВЦ НБУВ, 2010. – 232 с. 10. Статистичний збірник "Регіони України". Частина II За заг. ред. О.Г. Осауленко [Електронний ресурс] // <http://www.ukrstat.gov.ua/>

Надійшла до редколегії 01.07.11

УДК 311.312

J. Pocięcha, prof., dr. hab.,
Cracow University of Economics (Poland)

NEW DIRECTIONS OF BUSINESS STATISTICS IN FINANCE AND AUDITING

The classical approach in applications of business statistics offers a various statistical techniques for solving economic and managerial problems. A typical handbook in business statistics contains regular presentation of statistical techniques, starting from descriptive statistics through regression analysis, probability theory, statistical inference to time series analysis. This type of presentation is not useful for users, because on the first place put statistical methods, but not problems which could be solved using statistical methods. The proper approach is first to define a real economic or managerial problem and then, look for an appropriate statistical techniques. Problem oriented approach is presented in this paper.

As the first example, a real problem in auditing is presented. On which principle an auditor can decide that considered financial statement gives a true and far view on financial situation and results of economic activity of investigated firm. A useful tools for answering the question are tests of controls and significant tests in auditing. All this methods based on statistical approach, but not a classical one. The specificity of these methods are presented in the paper.

As the second example an important economic problem of bankruptcy prediction has been presented. The knowledge about risk of firm collapsing is very important for owners, managerial staff, employees, banks and other market institutions. The basic methods for firms bankruptcy prediction are: multivariate discriminant analysis models, Logit models and neural networks models. A history of mentioned above methods is presented.

Keywords: business statistics, statistical methods in auditing, statistical tests in auditing, bankruptcy prediction models.

1. Classical approach to business statistics

Traditionally understood course of business statistics contains a regular course of statistics with applications to the analysis of business and managerial problems. In this sense business statistics differs from, let's say medical statistics, only in area of application. Statistical methods are the same but areas of application are different. In fact,

statistical methods are universal with possible applications in areas of natural sciences, social sciences, economics and business, psychology, humanities. In consequence, classical approach in applications of business statistics offers a various statistical techniques for solving economic and managerial problems.

A typical handbook of business statistics in English (see for example: [2], [5] or [15]) contains the following chapters: Introduction to statistics (What is statistics, Data and statistics), Charts and graphs, Descriptive statistics, Introduction to probability, Discrete distributions, Continuous distributions, Sampling and sampling distributions, Introduction to statistical inference, Interval estimation, Hypothesis testing, Analysis of variance and design of experiments, Analysis of categorical data, Nonparametric statistics, Regression analysis, Index numbers, Time series analysis. These chapters collect a general descriptive statistics and statistical inference methods. The only specific chapter in each handbook, oriented toward business and economics is: Statistical Quality Control.

A popular handbook in statistics for economists and managers in Polish [26] also contains traditional sequence starting from essence and subject of statistics through descriptive structural analysis, interdependence analysis, dynamic analysis, to probability theory, random variables and their theoretical distributions, estimation theory and hypothesis testing theory.

A similar structure for statistical methods presentation we can find in many handbooks in various languages. For example a handbook in Slovakian [20] has a similar structure: principle of statistics, description of one-dimensional statistical population, principles of probability theory, principles of statistical inference, statistical investigation of dependence, time series, statistical comparisons.

In all mentioned above handbooks of business statistics a sequence of statistical methods depends on logical presentation the theory of statistics, probability theory and statistical inference theory. This is methodologically oriented approach to business statistics. This type of presentation is not useful for users, because on the first place put statistical methods, but not problems which could be solved using statistical methods. This is the first, among many other reasons, that statistical methods are not enough frequently used as a tool for business and management analysis. We, statisticians look like salesmen, who want to sell statistical methods, but we are not sure if they will be useful for buyers.

The proper approach is first to define a real economic or managerial problem and then, look for an appropriate statistical techniques for solving the problem. This is problem oriented approach in statistical investigations. It ought to be preferred, when we want propagate statistical methods in business analyses.

A new, contemporary important directions of business statistics, are applications of business statistics methods in auditing and bankruptcy prediction. These. problem oriented approaches, are presented in the paper.

2. Statistical inference methods in auditing

Probability theory and sampling methods are useful tools in auditing. Gathering audit evidence typically involves sampling, testing and examining data

interrelationships. Sampling means selecting transactions to examine rather than examining all transactions that occurred during the period or all accounts with balances at year end. Testing means that auditors do not exhaust every effort to determine that a balance is correct. Instead they gather and evaluate evidence to serve as a reasonable basis for an opinion. Examining the relationships between data means performance a reasonably detailed study of a document or record to obtain the opinion about correctness of audited transaction [13].

In probabilistic approach an auditor have to assume the type of distribution models in auditing. Statistical inference methods in auditing are based on assumption of a certain distribution of errors or deviations in the population of transactions or all components of an account balance. The common assumption is, that it is binomial distribution model for appearance of a single error, Poisson's distribution for a certain number of deviations in investigated population or normal distribution model for a quantitative measures of errors or incorrectness. That means that all methods of estimations and hypothesis testing are based on models of binomial, Poisson's or normal distributions [11].

Statistical sampling is a sampling technique in which an auditor uses the laws of probability to select and evaluate a sample. When using statistical sampling, auditors must select a random sample, which means every item in the population must have an equal chance of being included in the sample. Using audit sampling methods an auditor must take into account an audit risk. This is the risk that an auditor may unknowingly fail to appropriately modify an opinion on financial statements that are materially misstated.

Estimation methods are used both as a point estimates and interval estimates for estimation of proportion of errors or deviations to the whole sampled transactions i.e. estimate the probability of appearance of various kinds of errors or irregularities. Auditors also estimate mean value and standard deviation of differences between observed and correct values of transactions, applying point estimate and interval estimate methods.

Statistical hypothesis testing in auditing are important tools of auditors. That kinds of procedures are used to determine whether the hypothesis is a reasonable statement and should not be rejected or is unreasonable statement and should be rejected. In rejection or acceptance of null hypothesis an auditor is under a risk of incorrect decision. We can define problems of auditing in terms of statistical testing theory, what allows an application of probability theory procedures and statistical inference methods. Then we can use results to manage a certain risk. Simplifying, we can put the null hypothesis that statistically verified financial statement "is good" against the alternative hypothesis, that the statement "is bad". We can make mistakes, which are classically illustrated as in table 1.

Table 1. Types of errors in testing of statistical hypotheses

Researcher	Null hypothesis	
	H is true 0	H is false 0
Accepts H 0	Correct decision	Type II error (risk of β type)
Rejects H 0	Type I error (risk of α type)	Correct decision

The peculiarity of statistical tests application in auditing is, that more important is risk of acceptance of "bad" statistical statement (risk β type), related to the effectiveness of audit procedure, than rejection of "good"

financial statement (risk of α type). This is the reason that classical significance tests, based on assumed significance level (α), are usually not applicable in auditing. In confirmation of financial statement is more important the

possibility of assignment *a priori* the level type II error (risk of β type). Each significance test can be transformed to the form, in which we can *a priori* assume the level of β [11]. There is the problem how to define the null hypothesis H_0 and the alternative hypothesis H_1 in concrete audit procedures. There are two groups of audit tests: tests of controls and substantive tests, which define the null and the alternative hypotheses in different ways.

Tests of controls are audit procedures performed to determine whether an internal control system is existing and operating in the firm. They are tools for testing the effectiveness of a control structure policy [13]. Auditor identifies specific control procedures relevant to individual assertions that are likely to prevent or detect material misstatements in those assertions. Then the auditor performs tests of those control procedures to evaluate their effectiveness. There are three popular procedures of tests of controls: attribute sampling, sequential attribute sampling and discovery sampling. The idea and probabilistic foundations of test of controls were presented for example at [21] and they are not subjects of this paper.

Substantive tests are those in which the feature of audit interest is the amount of monetary misstatement that would affect the financial statements being audited, including those due error and fraud. By definition, therefore substantive tests are concerned with reaching conclusions about whether financial amounts are materially correct.

There are two possible approaches to substantive tests [11]. One of them is Probability Proportional to Size sampling (PPS) method. The second one is a group of classical variables sampling techniques, which contains mean per unit estimation (MPU), difference estimation and ratio estimation method. The most popular in practice is probability proportional to size sampling method, which is a sampling technique auditor use to estimate the maximum amount of overstatement of recorded amount with measurable levels of risk of making a decision error. PPS sampling method gets its name from the fact that the probability of a physical item's being selected for inclusion in the sample is equal to its size in proportion to the size of the whole population.

The third area of statistical inference methods application is analytical review [11]. Analytical review procedures is the set of procedures that compares relationships between data to determine the reasonableness of recorded amounts. The basic statistical tool which is used in this area, that is regression model.

3. Statistical methods for bankruptcy prediction

The issue of bankruptcy prediction is usually discussed from different points of view, demonstrated by the following entities:

- company management, which constitutes the basis for economic decisions,
- the bank – in the lending decision process,
- the auditors – in the process of auditing financial statements,
- the investor and financial analyst – in the process of making investment decisions on the capital market,
- government institutions and economic organizations – which assess the economy's condition.

Statistical model for bankruptcy prediction is a useful tool for assessing the likelihood of the company's failure. Such a model is part of the early warning system for predicting the company's economic and financial standing. Most of bankruptcy prediction procedures and models may be viewed as broadly understood data classification

methods. The typical classification of bankruptcy prediction models [22] is as follows:

- univariate ratio models,
- multiple discriminant analysis,
- linear probability models,
- multivariate conditional probability models (Logit and Probit),
- recursive partitioning models,
- survival analysis (proportional hazard model),
- expert systems,
- mathematical programming,
- neural networks,
- genetic algorithms.

The basic methods for bankruptcy prediction is ratio analysis, understood as conventional ratio analysis (liquidity, solvency, profitability, leverage, debt) or as Beaver's univariate ratio model [3], in which is concluded that the cash flow to debt ratio was the best single ratio predictor. An alternative to that is construction of synthetic variable.

The most popular tool for bankruptcy is multivariate discriminant analysis. The first in the world, who applied Fisher's linear discriminant function as a tool for bankruptcy prediction was E. Altman [1]. After political changes at 1989 in Poland and Balcerowicz's economic reform at 1990 towards market economy, bankruptcy appears as a serious problem in the country. So, also in Poland linear discriminant models have been constructed and estimated. The first discriminant model was published by Mączyńska [16]. The main followers were [8, 9, 10, 12].

The second place according the frequency of applications, as a tool of bankruptcy prediction, take Logit and Probit models. The first in the world, who used Logit model for bankruptcy prediction was Ohlson [19]. The first who proposed Probit model as a tool for bankruptcy prediction (X-score) was Zmijewski [27]. In Poland, the first who applied Logit model for bankruptcy prediction of Polish firms were Stępień and Strąk [24]. The most comprehensive works on bankruptcy prediction, using binomial Logit models are presented in [6, 7 or 25].

Neural networks as a tool for bankruptcy prediction were used since nineties of the last century. One of the first publications were [4 and 18]. First proposals of neural networks applications for bankruptcy prediction of Polish firms were contained in [17]. Later and more complex published works on theory and application of neural networks are presented at [14 and 23]. The logistic form of activation function and back propagation error algorithm have been used in this works.

Three arises a problem which method ought to be chosen for bankruptcy prediction. It leads to efficiency investigation of bankruptcy prediction models. The comparative analysis does not lead to any clear-cut conclusions as to the effectiveness of the particular bankruptcy prediction models [22]. Some authors are in favour of neural networks; they claim that they are more flexible and demonstrate the highest potential for correct classifications. However, there is enough evidence to claim that the classical linear discriminant function may be more effective than complex neural networks. In closing, it may be stated that the correctness of bankruptcy predictions is not dependent on the type of a prediction model. The level of correctness may be raised by the inclusion of the external factors which affect the company's financial standing. The most important among them is a current stage of business cycle. Prediction models presented above do not consider possibly significant impact of business cycle.

Since it is hardly possible to determine the most appropriate models for predicting bankruptcy, two

fundamental questions should be posed: (1) what is the reliability of bankruptcy prediction for a specific company? In a statistical sense, an answer to this question is offered by the prediction error. However, does it comply with the classical methods for defining and calculating the average prediction error? This leads to another question: (2) what is the nature of errors committed in the process of predicting the corporate failure?

In this context, the sources of errors in the bankruptcy prediction process should be investigated. One of them is the value-related character of financial ratios. Of course, national and international accounting standards are available, but the measurement of financial values is still far from being unified. Such problems occur both at the national and international level. For example, the annual reports published by listed companies are either only non-consolidated or both non-consolidated and consolidated. In the latter case, consolidated reports are usually available for shorter periods of time than the non-consolidated ones. Additionally, reports comply with different accounting standards. Some of the annual reports of listed companies refer to the Act on accounting, the others comply with IAS or Polish accounting standards. The accuracy of measuring financial ratios as variables classifying bankrupts and non-bankrupts is limited.

Another possible source of errors is a method for selecting samples. In the classical approach population samples are randomised, and because the populations of companies are not very large, selection would require independent random samples. In practice, the investigated populations are not based on random samples. Information on insolvent companies is based on all the failures filed by court registers in a given period of time, so the analysis covers the entire population, not specific samples. The events of failures are matched with well performing companies with similar parameters on the basis of non-randomised methods. Therefore, this is not the case of randomised selection in the classical sense, and consequently, sampling errors. The tested classification error does not result from the application of random samples.

Errors in bankruptcy prediction are often caused by the cases of so called strategic bankruptcy. The management boards or owners of well-performing companies may intentionally drive their companies into bankruptcy after protecting their assets in tax havens. None of bankruptcy prediction models considers the case of management boards intentionally driving their companies into bankruptcy.

Other errors may be caused by the instability of the investigated populations. The populations of bankrupts and well-performing companies in the periods of economic boom are not identical with the same populations at the time of the economic crisis. Therefore, the prediction error may result from the fact that the model is based on the data from the period of the economic boom, while the prediction itself is developed for the company in recession. It should be considered, then, whether the inclusion of business cycle factors into prediction models raises their prediction ability.

The above considerations lead to the conclusion that the bankruptcy prediction process should not solely rely on the historical financial ratios. Changes to the company's economic environment have a significant impact on its current financial standing and its ability to operate as a going concern. The correctness of bankruptcy predictions heavily relies on the company's rapidly changing business environment. Business cycle factors should also be included in the bankruptcy prediction process.

1. Altman E. I. Financial Ratios. [Текст] Discriminant Analysis and Prediction of Corporate Bankruptcy, [Текст] / E. Altman. – The Journal of Finance, Vol. 23, September, 1968. 2. Anderson D. R., Sweeney, D. J., Williams T. A. Contemporary Business Statistics with Microsoft Excel, [Текст] / D. R. Anderson, D. J. Sweeney, T. A. Williams. – South-Western Educational Publishing Co., 2000. [3] Beaver W. (1966) Financial ratios as predictors of failure, Journal of Accounting Research 4, Supplement. [4] Bell T. B., Ribar G. S., Verchio J.; Neural Nets Versus logistic Regression: A Comparison of Each Model's Ability to Predict Commercial Bank Failures, R. P. Srivastava (Ed.), "Proceedings of the 1990 Deloitte and Touche/University of Kansas Symposium of Auditing Problems" 1990. [5] Black K., (2007); Business Statistics for Contemporary Decision Making, Wiley. [6] Gruszczyński M. (2001); Modele i prognozy zmiennych jakościowych w finansach i bankowości, "Monografie i Opracowania" nr 490, SHH Warszawa. [7] Gruszczyński M. (2002); Modele mikroekonometrii w analizie i prognozowaniu zagrożenia finansowego przedsiębiorstw, "Working papers" No 34, Instytut Nauk Ekonomicznych PAN Warszawa. [8] Hadasik D. (1998); Upadłość przedsiębiorstw w Polsce i metody jej prognozowania, Zeszyty Naukowe AER w Poznaniu, seria II, z. 153, Wydawnictwo AE Poznań. [9] Holda A. (2001); Prognozowanie bankructwa jednostki w warunkach gospodarki polskiej z wykorzystaniem funkcji dyskryminacyjnej Z_H, Rachunkowość nr 5. [10] Holda A. (2006); Zasada kontynuacji działalności i prognozowanie upadłości w polskich realiach gospodarczych, Wydawnictwo AE w Krakowie. [11] Holda A., Pocięcha J. (2009); Probabilistyczne metody badania sprawozdań finansowych, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie. [12] Gajda J., Stos, D. (1996); Wykorzystanie analizy dyskryminacyjnej w ocenie kondycji finansowej przedsiębiorstw, w: Restrukturyzacja w procesie przekształceń i rozwoju przedsiębiorstw, Materiały z ogólnopolskiej konferencji naukowej, Wydawnictwo AE w Krakowie. [13] Kiger J. E., Scheiner J. H. (1994); Auditing, Mifflin. [14] Korol T. i Prusak B. (2005); Upadłość przedsiębiorstw a wykorzystanie sztucznej inteligencji, CeDeWU. [15] Mason R. D., Lind D. A. (1990); Statistical Techniques in Business and Economics, Irwin. [16] Mączyńska E. (1994); Ocena kondycji przedsiębiorstwa (uproszczone metody), Życie Gospodarcze nr 38. [17] Michaluk K. (2000); Efektywność modeli prognozujących upadłość przedsiębiorstw, praca doktorska, Uniwersytet Szczeciński. [18] Odom M., Sharda R. (1990); A Neural Network Model for Bankruptcy Prediction, Proceedings of the Second IEEE International Joint Conference on Neural Networks, San Diego, vol. 2, New York. [19] Ohlson J. (1980); Financial Ratios and the Probabilistic Prediction of Bankruptcy, Journal of Accounting Research, Spring. [20] Pacakova V. & all. (2009); Statistické metody pre ekonomov, Iura Edition. [21] Pocięcha J. (2001); Sampling Methods in Auditing, Visnik Lvivskoji Komeracijnoji Akademiji, seria ekonomiczna, випуск 9. Lviv. [22] Pocięcha J. (2010); Metodologiczne problem prognozowania bankructwa, Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu. Nr 107. [23] Prusak B. (2005); Nowoczesne metody prognozowania zagrożenia finansowego przedsiębiorstw, Difin. [24] Strąk T., Stępień P. (2000); Binomial Logit Models Predicted Corporate Bankruptcy, Uniwersytet Szczeciński. [25] Wędzki D. (2005); Zastosowanie logitowego modelu upadłości przedsiębiorstw, "Ekonomista" 2005, nr 5. [26] Zeliś A. (2000); Metody statystyczne, PWE. [27] Zmijewski M. (1984); Methodological Issues Related to the Estimation of Financial Distress Prediction Models, Journal of Accounting Research, suppl.

Надійшла до редколегії 01.07.11

УДК 314.3 (477)

J. Paradysz, K. Paradysz,
Center for Regional Statistics, Poznań University of Economics

AN ASSESSMENT OF POPULATION DEVELOPMENT IN WESTERN POLAND IN THE LIGHT OF THE 2ND DEMOGRAPHIC TRANSITION

After 1990 there are new trends in Polish demography (new forms of marriage and family life). Evaluation of these phenomena in Polish Western lands is the subject of our paper.

Keywords: second demographic transition, timing of marriage, deinstitutionalization of marriage, hypothetical cohorts, total nuptiality rate, non-marital birth rate.

The demographic potential of western and northern Poland was created as a result of mass migration in the post-war period, a specific type of migration in later years and a significant degree of regional independence in terms of population dynamics, which has been observed until now. As S. Wierchosławski (1995, p. 127) rightly observed, the unique character of the settlement process in the western and northern regions was due to the participation of many "ethnographic" groups, with various cultural roots and different degrees of demographic development. According to

S. Wierchosławski, it can be compared to the settlement of America, Australia, Israel or Syberia. In 2010 chief executives (Pol. *marszałek województwa*) of 5 provinces of western Poland (PL5 and PL6 regions) reached an accord on joint efforts to develop a strategy and operational plan for the development of western Poland. The Center for Regional Statistics of the Poznań University of Economics is involved in developing a 2020 forecast for this region, see J. Paradysz, K. Paradysz, J. J. Sztudynger (2011). The present paper is part of this work.

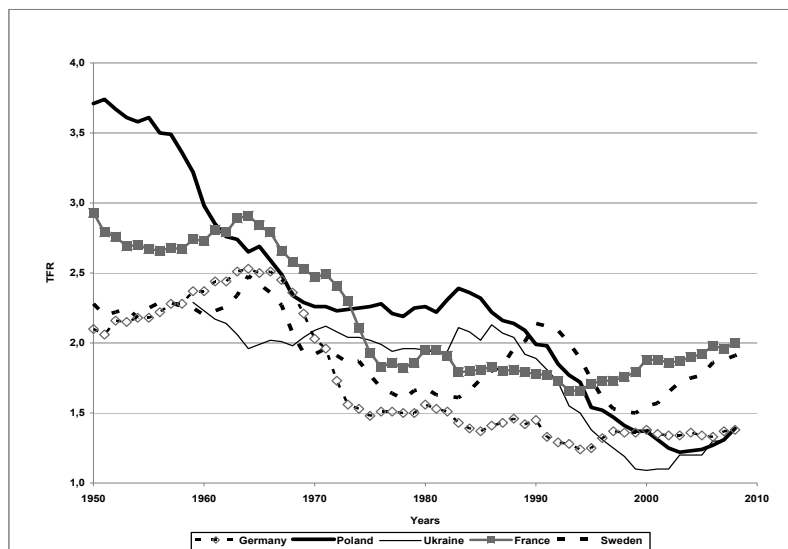


Fig. 1. Total fertility rates (TFR) in Poland and in selected countries in the period of 1950-201

Source: own elaboration based on the INED database in Paris

In terms of the general demographic situation, Poland is not much different from other European countries. Between 1950 and 1989 Poland was characterised by one of the largest annual growth rates of over 1%, which would have been even higher but for a few migration outflows: after 1956, 1968 and in 1980-1989. There is no doubt that the last 5 years following Poland's entry into the European Union, has been marked by a significant population outflow in search of better job opportunities. In recent years Poles have moved to Ireland and the United Kingdom to work. It should be noted, then, that a slight decline in Poland's population has been accompanied by a significant increase in the population of Ireland, annually at 2%, which is understandable, considering the disproportion between the populations of both countries.

In order to assess demographic development prospects of European regions, it is essential to conduct an analysis of the frequency and timing of marriage. The second demographic transition, which began in Scandinavian countries in the 1960s, was initiated by changes in marriage patterns. In the 1970s, the demographic transition reached Western Europe, later on Southern Europe and in the 1990s, Eastern Europe.

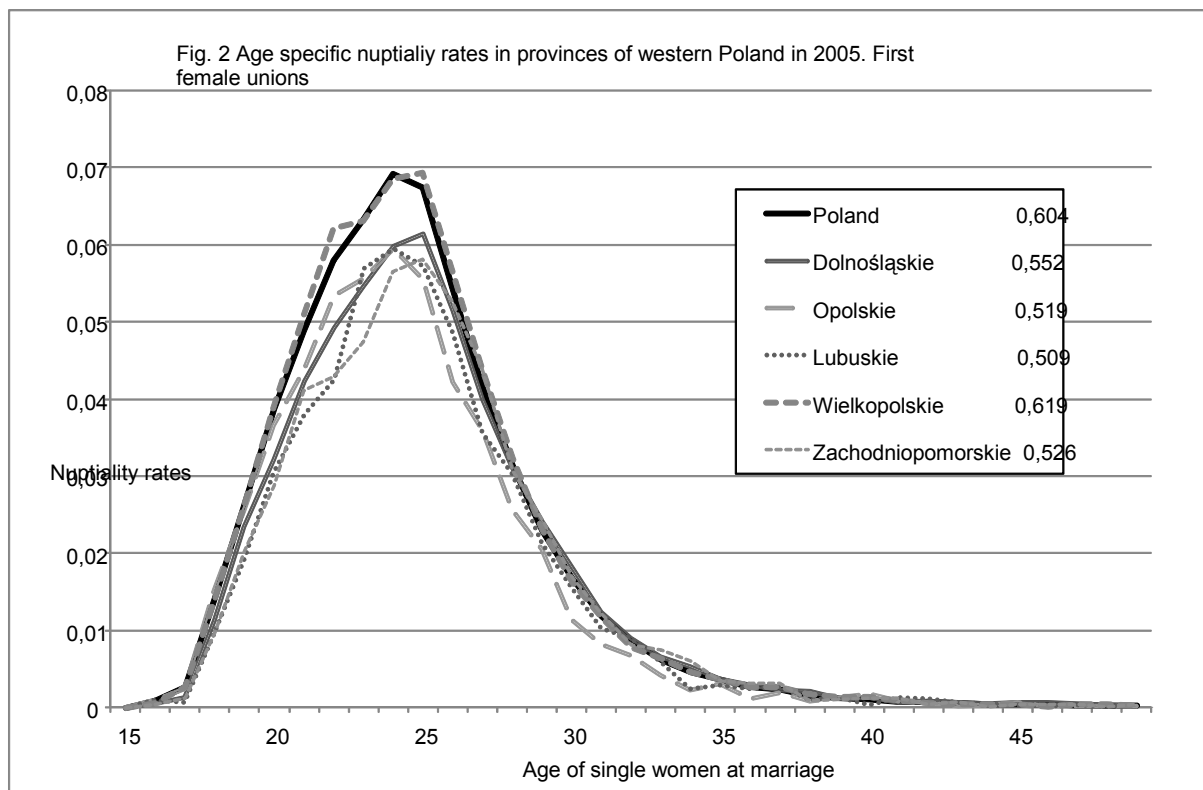
The second demographic transition was characterised by desacralisation of marriage, deinstitutionalization of marriage, and the role conflict of career women. The next stage of the second demographic transition involved the deinstitutionalization of marriage, preceded by a growing tolerance of consensual unions, which has led to the general acceptance of the practice of cohabitation.

Another feature of new demographic trends in Europe is the growing average childbearing age and decline in fertility. It can be said that the second demographic transition model describes the following life cycle: during the first stage, on leaving their family home, young people enter casual relationships. This is followed by a search for stable partners, and cohabitation with marriage-like rights. Out-of-wedlock births are increasingly common. The next stage in the cycle involves obtaining a certified marriage license. In recent years, the percentage of cohabiting couples in Poland has been growing fast. This is evidenced by the rise in the average childbearing age and the nonmarital birth rate, which has exceeded 20% at the national level, but has reached as much as 70% in some districts of the Zachodniopomorskie province. It seems that

the demographic processes mentioned earlier on are still at work, and western Poland, owing to its geographic location, is at the forefront of these demographic transformations.

In the analysis of nuptiality of single males and females, one can observe a significant fall in marriage rate in the transversal approach by hypothetical cohorts since 2005. Total Nuptiality Rate (TNR) is used here as a synthetic measure. TNR is particularly significant for single males and females, since in most cases it means the formation of

new social units: families and households. Figure 2 shows female TNR in 2005 for all the 5 provinces of western Poland and for the whole of Poland. TNRs in Figure 2 and subsequent ones are provided in the legend, next to the relevant province name. For first marriages, in the transversal approach by hypothetical cohorts, TNR can be higher than 1, or percentage-wise, exceed 100. This kind of situation could be observed in developed countries in the 1950s, which was a direct result of the "baby boom".



In 2005 TNR in western Poland for single men and women declined to an extremely low level. In particular, this can be seen with respect to 3 provinces: opolskiego, lubuskiego i zachodniopomorskiego. The Wielkopolska province is clearly different from the remaining provinces of western Poland. In terms of nuptiality it rather resembles Poland, taken as a whole. The surprisingly low TNR figure for Opolskie province, accompanied by a relatively high volume of migration to Germany, can be interpreted as evidence for the fact that a certain percentage of demographic events takes place outside of Poland. It should be noted at this point that countries of Western Europe experienced a similarly low level of TNR 20 or 30 years earlier. The first to be affected by this trend were Scandinavian countries, followed by the rest of Western Europe.

Another trend that can be noticed in all European countries is a rise in the average age at first marriage. In Poland, at the beginning of 1960s, the average age at first marriage was 22.5 years, cf. J. Paradysz (1990, p. 204), whereas in 2009 it rose to 25.8 years.

TNR for single women in 2009 one can see a marked growth in TNR for all provinces of western Poland. Within a short period between 2005 and 2009 nuptiality in Poland increased quite significantly, on average by 19.2% (17.2% for single men, 21.1% for single women). In addition, the rise in TNR was among the highest (22.5 % in general, 20.4% for single men, 24.7% for single women). In the "rest of Poland" the rise was clearly lower (18 % in general, 16.2% for single men, 19.9% for single women).

The differences between the two macro-regions of western Poland are not big. What did change within the 5-year period are the nuptiality curves. It is rather the intensity of nuptiality than its distribution that is different. Over the 5 years for which statistical data are available, TNR for men and women before the age of 50 **increased by as much as 19.2 %**. It is a huge jump, most likely not predicted by authors of the 2008 GUS forecast. It should be noted that this rise was even higher than in Poland as a whole – 22.5% (TNR for single women rose by 24.7%, for single men by 20.4%).

The rise in non-marital birth rate is evidence of the growing popularity of alternative forms of living together, that is consensual (informal) unions, which are rather poorly accounted for in statistical reporting. There are many indications suggesting that Poland is going the same way as Germany, and both macro-regions of western Poland are at the forefront of these changes.

An analysis of female fertility for western Poland should be conducted for two reasons. Firstly, as the analysis of nuptiality indicates, western provinces can be pioneers of changes in terms of the formation, permanence and development of the family in any form. Secondly, it can be used as a chance to test the assumptions of the latest demographic forecast by region.

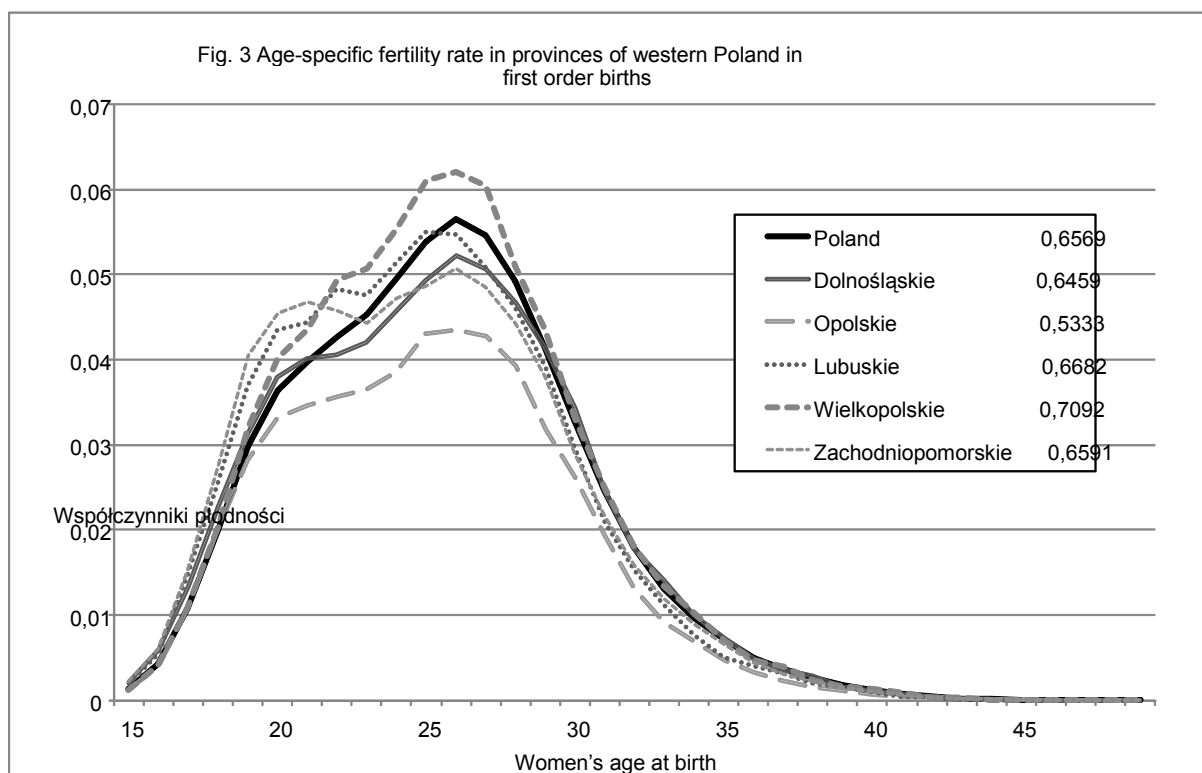
Modernist processes operating in western Poland are very well advanced. In terms of the percentage of non marital births, western Poland is much more similar to European countries than to the other macro-regions of

Poland. This is particularly evident with respect to the Zachodniopomorskiego province, where nonmarital live births in rural areas account for 42.8% and in the Lubuskie province (36.3%), with an upward trend. Another characteristic feature which distinguishes these two provinces from other regions of Poland is the higher share of nonmarital births in rural areas compared with urban areas.

Age specific fertility rates for provinces in western Poland in 2005-2009 even more so as was the case with respect to nuptiality, one is struck by the low fertility of the Opolskie province, at slightly over 1 child per woman. Given the low degree of urbanization, with 52.5% of urban population, no large cities, fertility of 1.081 for the period of 2005-2009 seems to be significantly underestimated. Like

in the case of nuptiality, it is fair to assume that population figures in the last decade, with their starting point provided by the 2002 census data, have been overestimated or many demographic events have taken place in other countries, most likely in Germany. Probably both of these factors have contributed to this situation.

Similar remarks can be made about the Lubuskie province, situated next to the German border, which is characterised by a higher than the national average level of urbanization. It is another evidence confirming the hypothesis that some demographic events, particularly marriages and births, are "exported" abroad and are not accounted for by Polish demographic statistics.



To adequately identify demographic prospects of a country or a region, it is necessary to analyse the female fertility structure, taking into account the number of children born. Fertility curves by order of births are a useful tool in this respect. Given the growing share of nonmarital births, it is the fertility curve for first-order births that increasingly indicates the start of a new family. Figure 3 is an example of an unusual, hitherto unknown curve shape, which are markedly different from the distribution of TFR of first order births. Given a large growth in nuptiality rate, it is evident that a significant change in marital behavior patterns has taken place in the last 5 years. One consequence of these changes is the "rebound" of age-specific fertility rates. It is most evident when looking at the bimodal curve for the Zachodniopomorskie province, where fertility rates started to fall at the age of 25. It should be noted that it is the 5-year average, so it cannot be accounted for by low incidence of events in the province. Such bimodality of fertility curves by successive order of births is rare, as in, for example, the case of a drastic change in abortion legislation in Romania in the 1960s.

Conclusions

a) In the period of 2005-2009 we could observe a reversal of unfavourable trends in nuptiality and childbearing age. Despite this trend, the assumptions

adopted by GUS in its 2008 forecast, where the highest scenario predicts TFR = 1.6, should be regarded as too pessimistic.

b) 3 provinces located along Poland's western border seem to be closest to what many demographers call the second demographic transition, as evidenced by a considerable fall in nuptiality in 1990, a rise in nonmarital births and average childbearing age.

c) The development strategy for the provinces of western Poland should take into account threats connected with population ageing. These dangers cannot be averted by any possible upward adjustment of the 2008 forecast.

d) Serious concerns are raised by an evident decline in the improvement rate of health conditions and increasingly lower gains in life expectancy in the first decade of 21st century.

1. Paradyś J., Paradyś K., Sztudynger J. J. (2011) Prognoza podstawowych wskaźników społeczno-ekonomicznych dla Polski Zachodniej do 2020 r. CRS, Poznań University of Economics. Mimeograph.
2. Paradyś, J. (1990) Reprodukcyjność ludności w Polsce. Studium metodologiczno-poznawcze. Szkoła Główna Planowania i Statystyki, Warszawa s. 283.
3. Wierzbosławski S. (1995) Koniunktura demograficzna zachodnich województw przygranicznych Polski. [in:] J. Paradyś – red., Badanie koniunktury demograficznej. Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Poznaniu, Poznań, p. 127-144.

УДК 311.2

Н. Агабекова, канд. экон наук,
Белорусский государственный экономический университет

МЕТОДОЛОГИЯ ОЦЕНКИ ПРОДОЛЖИТЕЛЬНОСТИ ЭКОНОМИЧЕСКИХ ПЕРИОДОВ В ЖИЗНЕДЕЯТЕЛЬНОСТИ ЧЕЛОВЕКА

Предложена методология оценки продолжительности различных экономических периодов жизни, отличительная особенность которой заключается в использовании многомерных таблиц продолжительности периодов труда и иждивенчества. Данная методология базируется на принципиально новых подходах к получению статистических данных о распределении населения по состоянию занятости в разрезе пола и возраста.

Ключевые слова: Многомерные таблицы, ожидаемая продолжительность жизни, период труда, период иждивенчества, выборочное обследование, мобильность рабочей силы.

The methodology of estimating the duration of different periods of economic life, the distinguishing feature of which is to use multi-dimensional tables the length of periods of work and dependency. This methodology is based on a fundamentally new approach to obtaining statistical data on population distribution as of employment by sex and age.

Keywords: multivariate tables, expecting duration of life, labour period, dependent period, selective research, mobility of labour force.

В условиях сложившейся демографической ситуации экономический рост страны невозможен без согласованного развития экономических и демографических процессов. Все более важной проблемой становится повышение экономической эффективности жизнедеятельности человека и улучшение использования накопленного человеческого капитала. Исследования в этом направлении связаны с выделением экономической составляющей в жизни человека, под которой понимается последовательность периодов, различающихся экономическим статусом, и определением значения того или иного периода жизнедеятельности человека с точки зрения производства и потребления, что предполагает, прежде всего, измерение продолжительности этих периодов жизни.

Методики расчета продолжительности экономических периодов жизнедеятельности индивида, можно разделить на две группы:

- расчет по одностатусным таблицам, основанным на сочетании данных таблиц смертности и итогов переписи о распределении населения по источникам средств к существованию. Таблицы характеризуют, что можно было бы ожидать от населения данного возраста, если бы коэффициенты смертности и удельного веса занятого населения в общей численности данной возрастной группы оставались бы из изменения в течение всей жизни рассматриваемой когорты. Предполагаемое движение в любом возрасте может привести к неправильным выводам относительно поведения рабочей силы в данный момент;

- расчет по многомерным таблицам продолжительности периода труда и иждивенчества, которые представляют собой таблицы смертности по состоянию и описывают движение постоянного населения из состояния незанятости в состояние занятости для некоторой когорты 100000 родившихся на протяжении жизненного цикла. Таблицы обобщают число входящих и выходящих потоков рабочей силы и позволяют определить среднюю продолжительность периодов, проведенных в составе рабочей силы или вне неё.

В отличие от одностатусных, многомерные модели дают более низкие, но более реальные значения ожидаемой продолжительности трудовой деятельности, а полученные повозрастные коэффициенты смертности, включения в состав рабочей силы и выхода из нее позволяют прогнозировать будущее поведение населения, по отношению к трудовой деятельности.

Первый опыт применения многомерных таблиц к оценке продолжительности трудового периода принадлежит датским ученым Дж. Хоему и М. Фонт [1], а также

американским исследователям Ф. Виллекенсу, Р. Шое-ну, К. Вудроу [2, 3].

Основной проблемой использования многомерных таблиц для анализа трудового потенциала является проблема формирования информационной базы для расчета, который требует статистических данных для характеристики распределения населения по состоянию занятости в разрезе пола и возраста с учетом изменений данного состояния в течение года. В качестве информационной базы целесообразно использовать данные ежегодно проводимых государственными статистическими органами выборочных обследований домашних хозяйств. По методологии, соответствующей международным стандартам, при построении выборки используется метод вероятностного (случайного) отбора, смысл которого заключается в том, что единицы отбора определяются на основе вероятности, пропорциональной численности населения. Это гарантирует репрезентативность выборки и избегание преднамеренных ее ошибок. Первичные статистические данные, полученные в ходе обследования, экстраполируются на генеральную совокупность с помощью статистического базового веса, который рассчитывается как обратная величина произведения трех вероятностей отбора и корректировочного фактора для ячейки неответа по результатам основного интервью (нежилые квартиры и отказы) и последующих отказов при квартальных интервью.

Повозрастные коэффициенты включения и выпадения из рабочей силы для мужчин и женщин рассчитаны на основе данных формы 4-дх (вопросник) "Ежеквартальный вопросник по расходам и доходам домашних хозяйств", который заполняется каждым взрослым членом домашнего хозяйства в возрасте 16 лет и старше (пункт 8.1 "Работали ли Вы на каком-нибудь предприятии, в организации, колхозе, совхозе кооперативе в течение какого-либо периода за последние три месяца? (работа по найму)", пункт 8.2 "Являетесь ли Вы главой частного бизнеса (один или с партнерами) (лица, не работающие по найму)", пункт 8.15 "Выполняли ли Вы вообще какую-либо оплачиваемую работу? (лица, которые не работают по найму и не являются главой частного бизнеса)"). Коэффициенты перехода позволяют измерить потоки рабочей силы для каждого возраста, т.е. на основании статуса лиц в возрасте x лет на начало каждого квартала можно определить число лиц, изменяющих (или не изменяющих) свой статус на протяжении данного года их жизни. При этом входные потоки связаны с лицами вне состава рабочей силы в соответствующем возрасте, а выходные выражены как отношение к экономически активному населению. Коэффициенты смертности взяты из таблиц

смертности и средней продолжительности жизни населения Республики Беларусь за 2008 годы.

Процесс возрастной мобильности мужчин и женщин обусловлен началом и окончанием обучения, замужеством и рождением ребенка, сменой работы, возрастом выхода на пенсию и т.д. (рис.1). Мобильность женского населения республики в возрасте от 25 до 55 лет выше, чем у мужского населения. Обращает внимание значительная трудовая активность населения в возрасте 16-19 лет. Занятость в этом возрасте носит ярко выраженный сезонный характер и связана с работой учащихся во время летних каникул. Максимальные значения коэффициентов выпадения из состава рабо-

чей силы у мужчин совпадают с возрастом выхода на пенсию, кроме этого, процесс выключения и включения в состав рабочей силы мужского населения усиливается в возрасте 30-40 лет, что обусловлено сменой места работы, после этого возраста трудовая мобильность снижается. У женщин наблюдаются два всплеска включения в состав рабочей силы, в возрасте 35-39 – после рождения детей, и в возрасте 50-54 года – перед наступлением пенсионного возраста. Максимальные значения коэффициентов выпадения из состава рабочей силы у женщин не совпадают с законодательно установленным пенсионным возрастом, а приходятся на возраст 60-65 лет.

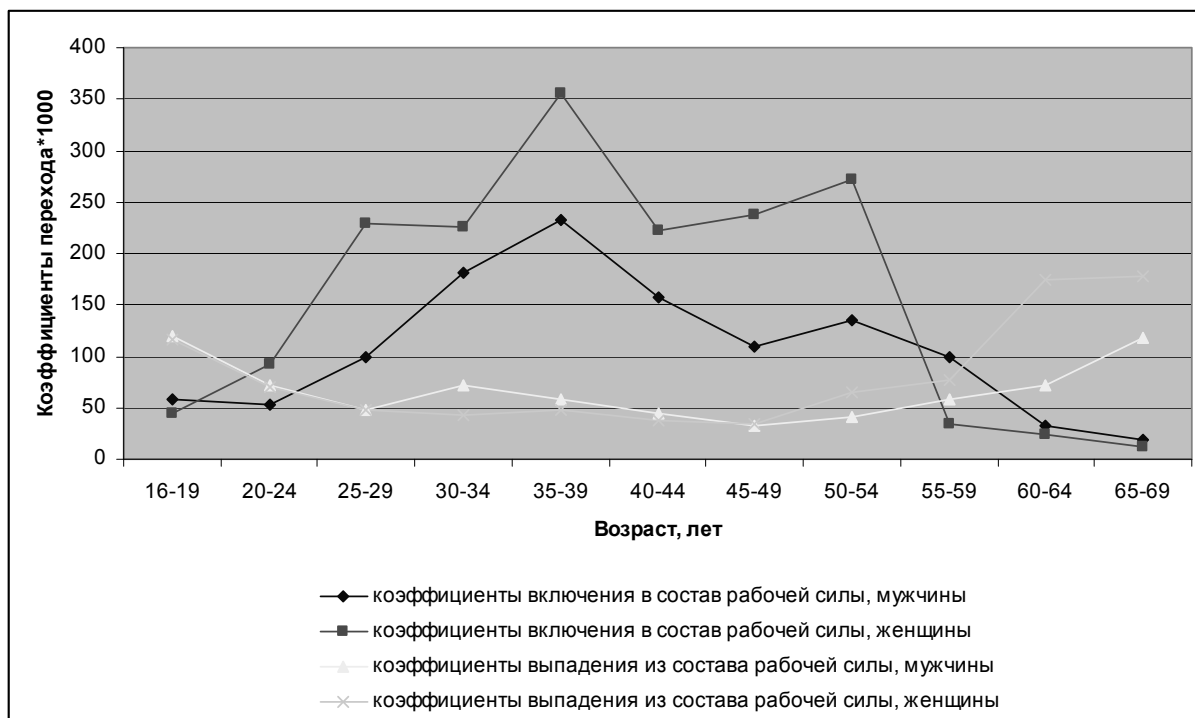


Рис.1. Коэффициенты включения и выпадения из состава рабочей силы мужчин и женщин в Республике Беларусь в 2008 г.

Источник: Собственные расчеты автора

Следующим этапом построения многомерных таблиц продолжительности трудовой жизни является определение вероятностей перехода для каждой возрастной группы, которые зависят только от коэффициентов перехода и смертности для той же возрастной группы [4]. Оценки человеко-лет, проведенных в составе рабочей силы и вне этой совокупности в каждом интервале, обобщают опыт всего постоянного населения и могут трансформироваться в среднюю ожидаемую продолжительность жизни в трудовой активности/не активности. С этой целью производим последовательное суммирование по возрасту, в результате чего получаем человеко-годы, которые будут прожиты в (состояние 2) или вне трудового статуса (состояние 1) после достижения точного возраста x лет всеми лицами, независимо от их статуса в возрасте x лет. Для определения средней ожидаемой продолжительности предстоящей жизни в трудовой активности необходимо полученную величину разделить на численность лиц, достигших возраста x , вне зависимости от статуса.

Расчеты, выполненные автором на основании данных выборочных обследований домашних хозяйств Республики Беларусь за 2008 год, показывают, что низкая ожидаемая продолжительность жизни мужчин в

целом и здоровой жизни в частности привела к тому что, в настоящее время, для 16-ти летней женщины продолжительность периода жизни в составе рабочей силы почти на 8 лет больше, чем у мужчины этого же возраста (30,9 года и 23,1 года соответственно). В рамках законодательно установленного трудоспособного возраста 16-55 лет у женщин и 16-60 года у мужчин, продолжительность трудового периода у женщин составляет 23,8 года и у мужчин – 20,4 года, а ожидаемый период иждивенчества – 14,3 года и 19,3 года соответственно. Таким образом, потери из-за смертности у женщин трудоспособного возраста составили меньше года, а у мужчин более четырех лет. Оценки продолжительности периодов труда и иждивенчества мужчин и женщин в возрасте от 21 до 60 лет позволяют учесть как факт работы значительного числа женщин после достижения 55 лет, так и продолжительность периодов, сокращающих период труда (обучение, служба в армии). Так для женщины, достигшей 16 летнего возраста, продолжительность периода труда в возрасте от 21 до 60 лет будет составлять 27 лет, иждивенчества – 10,7 года, а для мужчины – 20 лет и 14,7 года соответственно. Продолжительность периода иждивенчества у женщин, прежде всего, обусловлена сокращением пе-

перывов, связанных с рождением детей, и соответственно, повышением уровня занятости в трудоспособном возрасте до 82,7% в 2008 года. [5]. Для мужчин кроме сверхсмертности в рабочих возрастах (среди мужского населения на трудоспособный возраст приходится треть смертей), характерно и значительное распространение таких заболеваний как хронический алкоголизм, наркомания и токсикомания, а также производственный травматизм и профессиональные заболевания, повлекшие утрату трудоспособности [5].

Предложенные методологические подходы к определению продолжительности экономических периодов жизни человека и полученные результаты построения таблиц продолжительности периодов труда и иждивенчества демонстрируют достаточно широкие и интере-

сные возможности интегрированного анализа экономико-демографических взаимосвязей, и выступают как первый необходимый этап в разработке методологии оценки экономической эффективности жизнедеятельности населения.

1. Hoem J. Fong M. A macro chain model of working life table a new method for the construction of working life / Laboratory of actuarial mathematics WP-2 – Copenhagen, 1976 2. Willekens F.J. Multistate analysis: tables of working life // Ronment and planning. Vol.A1. – 1980. – P.563-582. 3. Schoen R. Wodrou K. Labor force status life tables for the United State 1972 // Demography Vol.17. – 1980. – P.317-324. 4. Rogers A. Ledent J. Increment-decrement table: a comment // Demography Vol.13. – 1976. – P.287-290. 5. Мужчины и женщины Республики Беларусь. Статистический сборник. Минск. Белстат, 2010, С. 25,44, 98, 107, 108, 114.

Надійшла до редколегії 01.07.11

УДК 311.312

І. Гончар, канд. екон. наук, В. Качалай,
Київський національний університет імені Тараса Шевченка

ПРОБЛЕМИ НЕАДЕКВАТНОСТІ СТАТИСТИЧНОЇ ОЦІНКИ ІСЦ В КОНТЕКСТІ ПОДАТКОВОЇ РЕФОРМИ

У статті наголошено на важливості проведення адекватного розрахунку індексу споживчих цін. За допомогою структурного аналізу споживчих грошових витрат домогосподарств та споживчого кошику товарів (послуг) – представників для визначення рівня ІСЦ було встановлено недоліки та запропоновано шляхи їх усунення з метою вдосконалення методики розрахунку даного індексу.

Ключові слова: індекс споживчих цін, споживчий набір товарів (послуг) представників, споживчі грошові витрати домогосподарств, вагова структура (вагові коефіцієнти).

В статье подчеркнута важность проведения адекватного расчета индекса потребительских цен. С помощью структурного анализа потребительских денежных расходов домохозяйств и потребительской корзины товаров – представителей для определения уровня ИПЦ было установлено недостатки и предложено пути их устранения с целью совершенствования методики расчета данного индекса.

Ключевые слова: индекс потребительских цен, потребительский набор товаров (услуг) – представителей, потребительские денежные расходы домохозяйств, весовая структура (весовые коэффициенты).

The article emphasized the importance of an adequate calculation of the consumer price index. Using structural analysis of consumer monetary expenditures of households and the consumer basket of goods (services) – representatives for determining the CPI, was found deficiencies and proposed ways to eliminate them in order to improve the method of calculation of this index.

Keywords: consumer price index, consumer basket of goods (services) – representatives, consumer monetary expenditures of households, weight structure (weights).

На початку останньої декади ХХ-ого століття, проголосивши свою незалежність, Україна пішла шляхом інтеграції національної економіки в європейський та світовий простір. Такі рішучі кроки вимагали часткового переосмислення основних ідеологічних засад застарілої радянської системи статистики та якнайшвидшого впровадження міжнародних статистичних стандартів.

Українська влада, взявши курс на побудову потужної капіталістичної країни з розвинутою ринковою економікою, зобов'язалася переглянути методологію розрахунку основних макроіндикаторів: з 1991 року, прийнявши за основу декілька статей Конвенції Міжнародної організації праці, Україна після майже 70-річної перерви почала проводити розрахунки другого за значимістю у світі макроекономічного показника – індексу споживчих цін (ІСЦ, індекс інфляції). Його значення важко переоцінити, оскільки він характеризує зміну рівня життя населення, через зміни цін (тарифів) на споживчі товари та послуги.

Індекс споживчих цін відіграє важливу роль у визначенні та прогнозуванні діяльності багатьох державних органів влади, зокрема для Нацбанку – це основний чинник, що формує курс, а для Міністерства економіки та торгівлі – один із стовпів, на яких базуються макроекономічні параметри. Враховуючи те, що соціально-економічний стан України надзвичайно мінливий та непрогнозований, конче необхідно максимально точно розраховувати ІСЦ, щоб мати змогу вчасно реагувати на можливі відхилення у суспільному розвитку.

Більш того, відзначаючи рішучі кроки влади на шляху реалізації податкової реформи, найвагомішим результатом яких стало прийняття першого Податкового

кодексу України (ПКУ), доцільно відмітити активне посилення на індекс інфляції при формуванні норм цього податкового документу. Не секрет, що на основі індексу споживчих цін в ПКУ передбачено індексацію грошової оцінки землі, а також переоцінку балансових груп основних засобів та окремих об'єктів. В свою чергу, це має суттєвий вплив на проведення господарських операцій як у бухгалтерському, так і в податковому обліку.

Однак, чиї статті повністю базуються на ІСЦ, так це Закон України "Про індексацію грошових доходів населення", назва якого говорить сама за себе. Цей нормативно-правовий акт (НПА) визначає правові, економічні та організаційні основи підтримання купівельної спроможності населення України в умовах зростання цін, що вкотре свідчить про неабияку вагу індексу інфляції у житті українців. Крім того, даний НПА має безпосереднє відношення до нарахування заробітної плати в бухгалтерському обліку та визначення бази оподаткування для розрахунку податку на доходи фізичних осіб з його подальшим відображенням у податковій звітності.

Таким чином, розуміючи та передбачаючи таку відповідальну місію цього досліджуваного індексу, вітчизняні статистичні органи, заручившись підтримкою експертів МВФ, провели досить складну методичну та організаційну роботу, результатом якої став споживчий набір для розрахунку ІСЦ, до складу якого після третьої зміни з 2007 року входять 296 товарів та послуг для невиноробничого споживання [3]. Та варто зазначити, що не усі національні особливості української економіки були враховані. Внаслідок цього споживчий набір та питома вага витрат кожного товару та послуги у загаль-

ній сумі споживчих грошових витрат домогосподарств неадекватно відображають зміни в економіці країни, а також піддають сумніву достовірність даних як бухгалтерського, так і податкового обліку. Ця проблема ще більше актуалізувалася з початком глобального вітчизняного податкового реформування.

Дослідженню методики розрахунку індексу споживчих цін були присвячені наукові праці вчених і практиків України та країн пострадянського простору: А.С. Гальчинського, І.І. Єлісєєвої, Р. М. Моторина, В.С. Стельмаха, та ін., а також іноземних вчених та практиків Дж. М. Кейнса, П. Ліпте, Дж. Мерфі, Р. Торвея, І. Фішера та ін. Щодо сучасних проблем удосконалення вимірю-

вання ІСЦ, то слід відмітити дослідження І.П. Горячевої, А.П. Ревенка [4].

Доречно відмітити, що дані про структуру споживчих грошових витрат населення отримуються за результатами обстеження умов життя домогосподарств, яке проводиться Державною службою статистики України на щорічній основі. До того ж важливим є той факт, що 1 раз на 5 років відбувається перегляд товарів (послуг) представників цього загальноприйнятого кошика (корегування мали місце в 1996, 2001 та 2006 роках) [3], саме тому на даний момент актуальним постає питання його чергового уточнення. Варіанти напрямків змін відображені на рисунку 1.



Рис. 1. Складові реформування структури споживчого набору для розрахунку ІСЦ

Ретельний аналіз структурних компонентів кошика 2007-2011 років є визначальним у формуванні оптимального набору, який послугує українським статистикам у розрахунку індексу інфляції, починаючи з 2012 року. Варто нагадати, що наразі з 296 найменувань продовольчі товари становлять 125 з часткою понад 58% у витратах домогосподарств, непродовольчі – 129, а решту, 42 найменування, охоплюють послуги [2]. В кожній із груп існують товари (послуги) підвищеного попиту, що займають більшу питому вагу. Саме на них необхідно

акцентувати особливу увагу, намагаючись поліпшити методику розрахунку в цілому.

З наведених вище даних стає зрозумілим, що населення України більшу частину своїх витрат (58,27%) спрямовує на придбання продовольчих товарів для власного споживання, що викликано, в першу чергу, природною необхідністю задоволення своїх фізіологічних потреб. Для наочного зображення ваги деяких основних продуктів харчування, в порівнянні з окремими непродовольчими товарами, наведено рисунок 2.

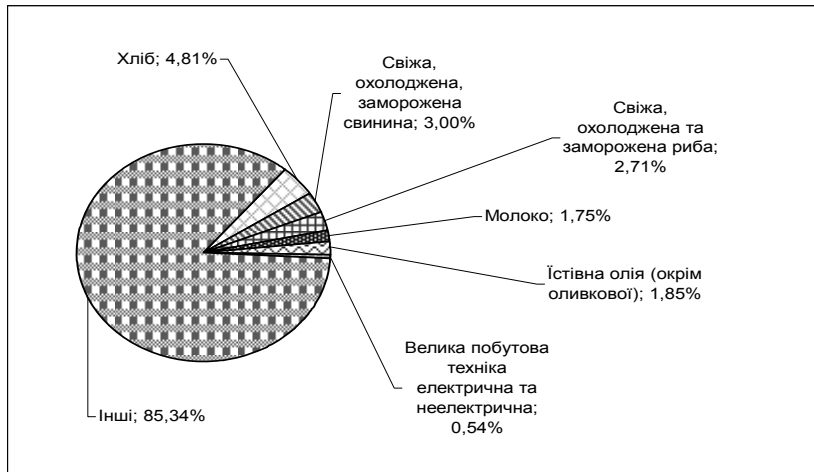


Рис. 2. Структура витрат населення

Джерело: за даними Державної статистичної служби [2]

Легко помітити значну вагу (1,5% і більше) деяких основних українських продуктів, а саме: хліб-4,81, свіжа свинина-3%, свіжа риба-2,71%, молоко-1,75%, олія-1,85% тощо. Проте, якщо перші три поділяються ще на декілька позицій, що дає змогу статистикам-реєстраторам більш точно фіксувати зміну рівня цін та її вплив на загальний ІСЦ, то останні два (молоко та олія) терміново необхідно розширити. Адже, для елементарного порівняння, позиція побутова техніка, що важить лише 0,54%, включає 5 піднайменувань, тоді як вище згадувані позиції молоко та олія взагалі не мають підвидів. Аналогічні приклади невідповідності кількості класифікаційних підпунктів частці у спожив-

чих грошових витратах домогосподарств можна наводити ще по взуттю та одягу.

Цікавим є той факт, що кожного місяця близько 500 спеціально підготовлених реєстраторів цін – штатних працівників територіальних органів державної статистики відвідують понад 23 тис. підприємств торгівлі, сфери послуг та ринків з метою отримання інформації щодо тарифів на товари (послуги), реєструючи при цьому близько 275 тисяч окремих значень цін. Доцільно зауважити, що всередньому вага одного товару (послуги) у кошику з 296 найменувань дорівнює 0,34 % [3]. Таким чином, якщо держава готова покривати витрати на збір статистичної інформації стосовно компонентів, вага яких складає на-

багато менше десятої частини відсотка (що видно з рисунка 1), то, безперечно, Державна статистична служба зобов'язана звернути увагу на значно вагоміші позиції, що потребують термінового розширення (уточнення), а саме "молоко" та "олія їстівна (крім оливкової)". Цієї ж думки притримується професор А. П. Ревенко в своїй статті "Про національні особливості інфляції та індексу споживчих цін". В контексті приведенного зауваження, з метою усунення одного з факторів неадекватності статистичної оцінки індексу споживчих цін, слід звернути пильну увагу на ці два продовольчі товари.

Слушно відмітити, що молоко та олія продаються як у більш сучасних супермаркетах, так і на сільськогосподарських ринках. Проте, рівні цін на ці товари продажу значно різняться між собою, причому вищими вони є в супермаркетах порівняно з ринками. В додаток до цього треба сказати, що за даними міжнародних та вітчизняних досліджень 70-80% населення України належать до бідного класу, а майже 15% взагалі знаходяться поза межею бідності [6]. Звичайно, такі верстви суспільства купують продукцію за більш доступними цінами, що превалюють не в сучасних супермаркетах, а на ринках, і це, безумовно, повинно бути враховано при розрахунку досліджуваного індексу.

Отже, вимальовується нове бачення позиції "молоко", що заключається в її поділі на дві підпозиції:

- "молоко пастеризоване", що продається в основному в супермаркетах за однією середньою ціною;
- "молоко непастеризоване", що можна знайти на ринках, і яке має зовсім іншу середню ціну;

Така ж думка існує стосовно "олії їстівної (крім оливкової)", цей товар доречно розширити такими найменуваннями:

- "олія рафінована", продаж якої здійснюється переважно в супермаркетах за одним рівнем цін;
- "олія нерафінована", місцями збуту якої є ринки зі своїм порівняно нижчим рівнем цін.

Окрім секції продуктів наявні суттєві недоліки в сфері послуг, наприклад, автотранспорту. В контексті доходної диференціації українського населення та з розвитком міської інфраструктури важливого значення набуває міський транспорт, частка якого складає понад 1% від загальної сукупності товарів (послуг)-представників. Така величина ваги в разі відрізняється від ваг інших видів автодорожнього пасажирського транспорту (див. таб. 1).

Таблиця 1. Структура витрат населення на автопослуги

Вид	Структура, %
Приміський автобус	0,32%
Міжміський автобус	0,25%
Міський транспорт	1,01%
Таксі	0,15%

Джерело: за даними Державної статистичної служби [2]

Приведені вище статистичні дані, навіть з чітко вираженою вагою перевагою позицією "міський транспорт", можливо, не послугували б підґрунтям для подальшого аналізу, якби не один вкрай важливий нюанс: будь-який міський мешканець без зайвих зусиль виокремить 4 основні види громадського транспорту, що рухається містом, здійснюючи пасажирські перевезення. Цими видами є:

- метро;
- трамвай;
- тролейбус;
- маршрутне таксі.

Більш того, очевидним є той факт, що першими трьома пересуваються переважно пільгові категорії пасажирів, і ціна за проїзд безпосередньо регулюється міською владою. Що стосується маршрутного таксі, то його послугами, зазвичай, користуються більш самодостатні верстви населення, а перевізниками є, в основному, приватні підприємці. В другому випадку держава впливає на фізичних осіб-підприємців лише опосередковано, тому тарифи на пасажирські перевезення в маршрутному таксі підвищуються порівняно частіше. Для підвищення адекватності статистичної оцінки ІСЦ в споживчому кошику слід окремо враховувати вагу "соціального" та "комерційного" транспорту міста.

Варто додати, що у разі такого роду розширення працівникам Державної статистичної служби потрібно буде встановити величини часток новоутворених підпозицій, причому ці ваги повинні бути адекватними споживчим грошовим витратам домогосподарств на кожну з зазначених послуг.

Ще один момент, який змушує звернути на себе увагу, стосується національної особливості самого населення України. До речі, ця риса не була врахована експертами МВФ, що засвідчили повну відповідність вітчизняної методики розрахунку ІСЦ міжнародним рекомендаціям. Мова йде про те, що громадяни-респонденти при заповненні анкети про свої грошові витрати, на основі яких вираховується питома вага кожного товару чи послуги, часто надають недостовірні дані. Наприклад, з метою приховати розміри споживання спиртних напоїв дехто навмисне занижує свої витрати на алкоголь, що, в свою чергу, породжує суттєве заниження рівня індексу інфляції. Знаючи цю особливість, працівники органів статистики на кінцевому етапі дослідження здійснюють корегування такої інформації, відповідно до даних про статистику роздрібною торгівлі спиртними напоями в Україні. Висновок може бути лише один – такого роду корегувальним операціям статистикам-реєстраторам слід приділити особливу увагу, адже саме від коректності цієї методики безпосередньо залежить адекватність оцінки ІСЦ.

Подібні корегувальні заходи варто робити й стосовно заможної частини населення, яка прагне особливо не перейматися проханням реєстраторів заповнити анкету про свої витрати, тим більше за символічну плату. Уточнення стосується питомих ваг витрат на непродовольчі товари та послуги, адже багаті витрачають більше на речі, відпочинок та розваги тощо. Тому частку цих товарів (послуг) треба однозначно переглянути, що в свою чергу призведе до уточнення загального показника ІСЦ.

Підсумовуючи усе вище сказане, цілком слушно констатувати наявність суттєвих недоліків у вітчизняній методиці розрахунку індексу споживчих цін, що породжують проблему неадекватності його статистичної оцінки. Крім того, не підлягає сумніву відчутна активізація цієї проблеми в зв'язку з прийняттям програми податкової реформи. Очевидно, що зумовлений цілою низкою перерахованих чинників, особливої ваги набуває черговий перегляд споживчого набору товарів (послуг) – представників у 2011 році.

Таким чином, було проаналізовано головні недоліки як в іменній, так і в ваговій структурі досліджуваного кошика, а також зроблено акцент на національних особливостях українців. На основі дослідження викристалізовано ряд пропозицій до органів Державної служби статистики України.

Отже, якнайшвидше взяття до уваги впровадження усіх вище згадуваних рекомендацій надасть змогу підтримати якісні зрушення в контексті податкової реформи. Позитивні наслідки нововведень дозволять не тільки

ки адекватно впливати на інфляційні процеси, але й допоможуть стабілізувати курс національної грошової одиниці, коректно індексувати доходи українських громадян та забезпечити добробут наших співвітчизників.

1. Податковий кодекс України, 02.12.2010 №2756 – VI// Бібліотека головної № 01 січень 2011 рік, с. 335. 2. Вагова структура для розрахунку ІСЦ за міжнародною Класифікацією індивідуального споживання за цілями (КІСЦ) (на 07.07.2010 р.): [Електронний ресурс] – Режим

доступу: <http://www.ukrstat.gov.ua>. 3. Індекс споживчих цін: сприйняття та реальність// Посіб. – К.: Держкомстат, 2006. – 60 с. [Електронний ресурс] – Режим доступу: <http://www.ukrstat.gov.ua/operativ/operativ2007/ct/isc/posibnyk.pdf>. 4. Мазур М. В. Статистичний аналіз інфляційного процесу в економіці// Автореф. дис... к-та екон. наук: 08.03.01 / КНЕУ, – К., 2005. 5. Ревенко А. Про національні особливості інфляції та індексу споживчих цін// Дзеркало тижня. – 2002. – №44. – С. 12-14. 6. Юхимчук А. Чому бідні...?// Голос України. – 2011. – №51.

Надійшла до редколегії 01.07.11

УДК 311.172

Н. Лутчин, канд. екон. наук, доц.,
Львівський національний університет імені Івана Франка

СТАТИСТИЧНЕ ВИВЧЕННЯ ЯКОСТІ ТА СТІЙКОСТІ ЕКОНОМІЧНОГО ЗРОСТАННЯ: РЕГІОНАЛЬНИЙ АСПЕКТ

В роботі розглядаються методологічні аспекти статистичного вивчення якості та стійкості економічного зростання. Дана методика розглядається на прикладі регіонів України. В статті використовується кластерний аналіз для групування регіонів за показниками якості економічного зростання.

Ключові слова: економічне зростання, якість економічного зростання, стійкість економічного зростання.

В работе рассматриваются методологические аспекты статистического изучения качества и устойчивости экономического роста. Данная методика рассматривается на примере регионов Украины. В статье используется кластерный анализ для группировки регионов по показателям качества экономического роста.

Ключевые слова: экономический рост, качество экономического роста, устойчивость экономического роста.

This paper considers methodological aspects of statistical study of quality and stability of economic growth. This method is examined on the example of Ukraine's regions. In this article uses cluster analysis to group the regions on the indexes of quality of economic growth.

Keywords: economic growth, quality of the economic growth, steadiness of the economic growth.

Економічне зростання є необхідною складовою і передумовою сталого розвитку національної економіки в цілому та її регіонів. На сучасному етапі трансформації економічної системи України, забезпечення умов та можливостей довгострокового економічного зростання є завданням стратегічного значення.

Економічне зростання розглядається економічною наукою взагалі і статистикою зокрема як складова частина і одна з найважливіших кількісних характеристик економічного розвитку. Це поняття пов'язане з кількісною зміною обсягів виробництва і споживання.

У сучасній економічній літературі немає єдиного визначення категорії "економічне зростання". Існує кілька підходів до розкриття даної дефініції. Найчастіше економічне зростання ототожнюють з кількісними характеристиками збільшення масштабів виробництва. Одні науковці трактують економічне зростання як "зростаючу здатність економіки до реалізації своїх виробничих можливостей", другі – як "розширення можливостей економіки задовольнити розростаючі потреби населення в товарах і послугах", треті, з огляду на динамізм і неперервні коливання процесу відтворення, розглядають економічне зростання як тривалу тенденцію циклів відтворення, що змінюють один одного [1, с.13].

Розширене трактування поняття економічного зростання присутнє в роботах Е. Гайдара, де автор в якості кількісної оцінки розглядає ВВП на одну особу населення та темпи його зміни, підкреслюючи тим самим, що "ВВП на одну особу характеризує не тільки рівень виробництва і споживання, але і якість життя, зайнятість, відношення чисельності міського і сільського населення, структуру сім'ї" [2, с. 5].

В концепціях наукових шкіл, в практиці державного управління особлива увага надається економічному зростанню як кількісній характеристиці динаміки сукупних результатів виробничої діяльності [3]. Проте останніми роками виникають проблемні питання стосовно розуміння змісту економічного зростання як якісної характеристики. Отже, в економічних дослідженнях виникло поняття "якість економічного зростання". Якість еконо-

мічного зростання – сукупність властивостей і ознак, що характеризують процес зростання, тобто тенденцію збільшення загального обсягу виробництва, і результати цього процесу з позиції задоволення інтересів суб'єктів, які забезпечують економічне зростання і сприяють його наслідки. Основним показником при вивченні якості економічного зростання є також індекс фізичного обсягу ВВП, однак він є не єдиним показником економічного розвитку. Окрім нього потрібно враховувати показники, що виявляють якість життя і є складовими індексу людського розвитку.

Оцінка складових якості економічного зростання має здійснюватися з позиції інтересів суб'єктів мікроекономіки і суб'єктів макроекономіки. З цього слідує, що дослідження закономірностей якості економічного зростання на рівні регіонів повинно включати два взаємопов'язані етапи: перший – вимірювання і оцінка якості процесу зростання; другий – дослідження якості результатів зростання на території регіонів за визначений період з позиції задоволення суб'єктів макrorівня.

Дослідження закономірностей якості економічного зростання на рівні регіонів повинно включати два взаємопов'язані етапи: перший – вимірювання і оцінка якості процесу зростання; другий – дослідження якості результатів зростання на території регіонів за визначений період з позиції задоволення позицій суб'єктів макrorівня.

У контексті забезпечення довгострокового економічного зростання країни та її регіонів важливим моментом є формування методики оцінки його результатів на основі концепції якості зростання регіональної економіки.

Аналіз якості зростання передбачає вивчення двох завдань:

- вивчення стійкості рівнів динамічного ряду;
- оцінка стійкості тенденції.

Вирішення першого завдання можливе на основі розрахунку індексів стійкості динамічних рядів.

З врахуванням того, що в якості кількісної характеристики економічного зростання по областях найчастіше ви-

користовують індекс фізичного обсягу ВРП, то індикатор стійкості буде мати наступний вигляд [3, с.55]:

$$i_y = \frac{\bar{T}_{сприят}}{\bar{T}_{несприят}} \quad (1)$$

де, $\bar{T}_{сприят}$ – середньорічний темп росту фізичного обсягу ВРП в регіоні за сприятливий період часу; $\bar{T}_{несприят}$ – середньорічний темп росту фізичного обсягу ВРП в регіоні за несприятливий період часу.

Чим ближчий показник до одиниці, тим менші коливання і відповідно вища стійкість.

Оцінка стійкості тенденції зростання може бути отримана на основі коефіцієнта Спірмена. Інтерпретація коефіцієнта Спірмена в даному випадку наступна: якщо кожен наступний ланцюговий темп росту більший чим попередній, то ранги цих темпів і номери років співпадають. Це означає не тільки повну стійкість самого росту рівнів ряду, але і також прискорену стійкість зростання.

Результати розрахунку індексу стійкості показників динамічного ряду, який характеризує економічний ріст областей України за період 2005-2009 роки наведені в таблиці 1.

Таблиця 1. Індекс стійкості економічного зростання в областях України за період 2005-2009 роки

Області	Коефіцієнти зростання фізичного обсягу ВРП						Індекс стійкості економічного зростання
	данцюгові (до попереднього року)					В середньому за 2005-2009 роки	
	2005	2006	2007	2008	2009		
Автономна Республіка Крим	1,085	1,04	1,067	1,09	1,066	1,069	1,028
Вінницька	1,119	1,053	1,062	1,034	1,051	1,063	1,066
Волинська	1,19	1,037	1,035	1,121	1,061	1,087	1,106
Дніпропетровська	1,11	1,073	1,08	1,053	0,973	1,057	1,074
Донецька	1,108	0,971	1,083	1,046	0,971	1,034	1,111
Житомирська	1,156	1,011	1,036	1,051	1,042	1,058	1,117
Закарпатська	1,064	0,985	1,066	1,082	1,039	1,047	1,058
Запорізька	1,156	1,046	1,061	1,085	1,013	1,071	1,077
Івано-Франківська	1,076	1,059	1,025	1,008	0,975	1,028	1,065
Київська	1,098	1,073	1,088	1,059	1,044	1,072	1,033
Кіровоградська	1,189	1,024	1,051	0,979	1,137	1,073	1,143
Луганська	1,082	1,003	1,043	1,052	0,989	1,033	1,063
Львівська	1,052	0,981	1,083	1,058	1,007	1,036	1,071
Миколаївська	1,181	1,001	1,071	0,995	1,069	1,061	1,108
Одеська	1,081	0,996	1,035	1,063	1,119	1,058	1,067
Полтавська	1,167	0,992	1,082	1,058	0,949	1,047	1,135
Рівненська	1,131	1,021	1,069	1,045	0,995	1,051	1,078
Сумська	1,059	1,044	1,034	1,034	1,036	1,041	1,016
Тернопільська	1,064	1,025	1,103	1,083	1,051	1,065	1,053
Харківська	1,122	1,048	1,075	1,072	1,021	1,067	1,053
Херсонська	1,112	0,992	1,04	1,004	1,098	1,048	1,092
Хмельницька	1,127	1,039	1,042	1,04	0,999	1,049	1,094
Черкаська	1,169	1,07	1,056	1,065	1,149	1,101	1,090
Чернівецька	1,093	1,015	1,055	1,083	1,054	1,060	1,045
Чернігівська	1,1	1,001	1,034	1,065	1,023	1,044	1,062

Джерело: власні розрахунки автора

За результатами розрахунків можна зробити висновок, що для всіх областей відсутній високий показник стійкості економічного зростання. Найвищий показник серед наведених спостерігалось в Кіровоградській, Полтавській та Житомирській областях.

Оцінку стійкості тенденції зростання здійснимо за допомогою коефіцієнта Спірмена. Дані для розрахунку наведені в таблиці 2.

Таблиця 2. Оцінка стійкості тенденції зростання в областях України за 2005-2009 роки

Області	Ранги ланцюгових коефіцієнтів зростання фізичного обсягу ВРП					Коефіцієнт Спірмена
	2005	2006	2007	2008	2009	
Автономна Республіка Крим	5	1	2	4	3	-0,100
Вінницька	1	4	5	3	2	0,100
Волинська	4	2	5	3	1	-0,500
Дніпропетровська	3	1	5	4	2	0,100
Донецька	3	2	5	1	4	0,100
Житомирська	1	5	2	2	4	0,250
Закарпатська	1	4	2	3	5	0,700
Запорізька	4	1	3	5	2	0,000
Івано-Франківська	3	1	2	4	5	0,700
Київська	3	1	5	4	2	0,100
Кіровоградська	5	2	4	3	1	-0,700
Луганська	2	3	4	5	1	0,000
Львівська	4	1	5	3	1	-0,550
Миколаївська	3	2	4	5	1	-0,100
Одеська	3	2	5	4	1	-0,200
Полтавська	3	5	4	2	1	-0,700
Рівненська	1	3	2	5	4	0,800
Сумська	4	1	3	2	5	0,300
Тернопільська	4	1	3	5	2	0,000

Закінчення табл. 2

Області	Ранги ланцюгових коефіцієнтів зростання фізичного обсягу ВРП					Коефіцієнт Спірмена
	2005	2006	2007	2008	2009	
Харківська	3	2	4	1	5	0,300
Херсонська	2	3	5	4	1	-0,100
Хмельницька	2	4	5	3	1	-0,300
Черкаська	2	1	4	5	3	0,600
Чернівецька	4	3	5	1	2	-0,600
Чернігівська	2	1	4	5	3	0,600

Джерело: власні розрахунки автора

Як видно з таблиці 2, найбільш стабільний характер з точки зору тенденції економічного зростання була у Рівненській, Івано-Франківській, Черкаській та Чернігівській областях.

Проведемо кластерний аналіз і побудуємо багатовимірну класифікацію 24 областей України стосовно якості економічного зростання. В якості вхідної інформації будуть використовуватись наступні дані – захворюваність на активний туберкульоз на 100 тис. населення; викиди шкідливих речовин в атмосферне повіт-

ря, тис. т.; середньомісячна номінальна заробітна плата, грн.; рівень зареєстрованого безробіття, %; коефіцієнти смертності дітей віком до 1 року на 1000 народжених живими; ВРП у розрахунку на 1 особу, грн, чисельність студентів вищих навчальних закладів 3-4 рівня акредитації на 10000 населення; ІЛР.

Результати класифікації відображено на дендрограмі на рис. 1.

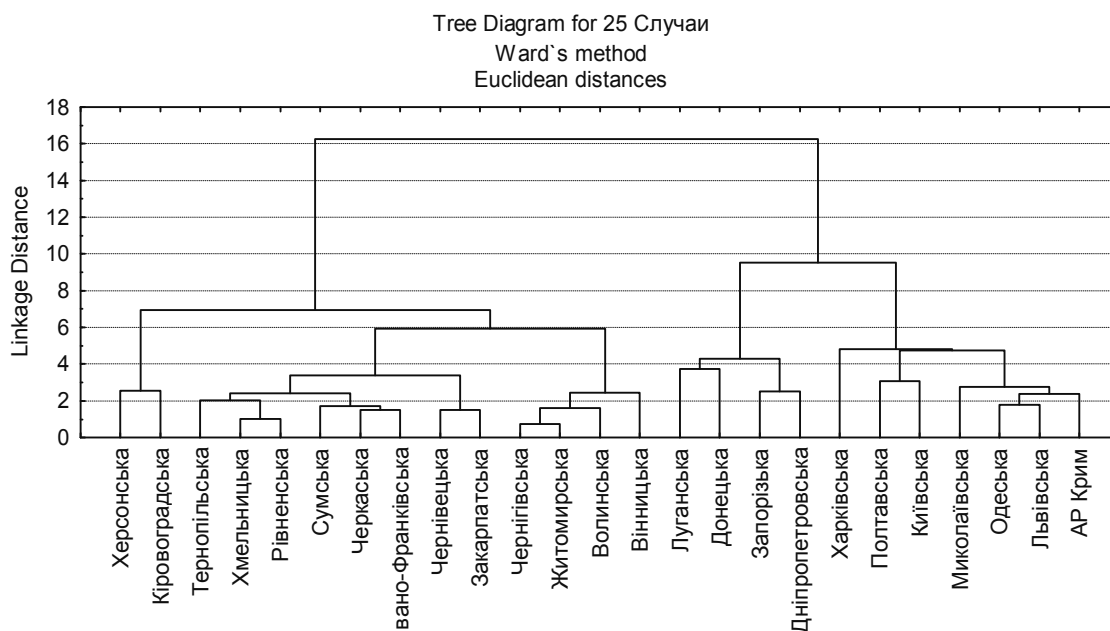


Рис. 1. Кластерна структура областей України

Джерело: власні розрахунки автора

Класифікація сукупності виявила наступний поділ областей: в перший кластер попало чотири області (16% від загальної кількості областей), в другий – сім областей (28% від загальної кількості областей), в третій – дві області (8% від загальної кількості областей), в четвертий – вісім областей (32% від загальної кількості

областей), в п'ятий – чотири області (16 % від загальної кількості областей).

Ранжування кластерів здійснювалось по зростанню значень багатовимірної середньої стандартизованих показників.

Таблиця 3. Групування областей по якості економічного зростання регіону

Номер кластера	Області	Значення середньої	Ранг кластера	Рівень розвитку
1	Дніпропетровська, Донецька, Луганська, Запорізька	0,66	1	високий
2	Харківська, Одеська, Полтавська, Миколаївська, Київська, Львівська, АР Крим	0,11	2	вище середнього
3	Херсонська, Кіровоградська	-0,06	3	середній
4	Черкаська, Рівненська, Івано-Франківська, Тернопільська, Хмельницька, Сумська, Закарпатська,	-0,18	4	нижче середнього
5	Чернігівська, Житомирська, Вінницька, Волинська	-0,47	5	низький

Джерело: власні розрахунки автора

Як видно з таблиці 3.1 найкращі показники якості економічного зростання спостерігалося в чотирьох областях: Дніпропетровській, Донецькій, Луганській та Запорізькій. Найгіршими вони були теж у чотирьох областях: Чернігівській, Житомирській, Вінницькій та Волинській. Це свідчить про значну диференціацію областей України за показниками якості економічного зростання.

Отже, економічне зростання відіграє важливу роль в державному розвитку та сприяє міжнародному поділу праці. Зростання ж економіки регіону як предмету статистичного вивчення має на меті комплексне дослідження усіх процесів та явищ, що є передумовами та наслідками економічного зростання, їх статистичного вимірювання та оцінки. Вивчення цього явища є дуже

актуальним в наш час та потребує глибокого розуміння та комплексного дослідження.

1. Манцуров І.Г. Статистика економічного зростання та конкурентоспроможності країни: Монографія / І.Г. Манцуров – К.: КНЕУ, 2006. – 392 с.
2. Гайдар Е.Т. Современный экономический рост и стратегические проблемы развития России / Е.Т. Гайдар К 5-й Международной науч. конф. "Конкурентоспособность и модернизация экономики". – 2004 г. Москва.
3. Зарова Е.В. Качество экономического роста региона: методологические аспекты статистического исследования / Е.В. Зарова // Вопр. ст. – 2006. – №5. С.51-61.
4. Петкова Л.О. Економічне зростання в Україні – регіональний вимір: Монографія / Л.О. Петкова – Черкаси, ЧДТУ, 2004. – 271 с.

Надійшла до редколегії 01.07.11

УДК 311.214

М. Огай, канд. екон. наук, ст. наук. співроб.,
Інститут демографії та соціальних досліджень імені М.В. Птухи НАН України

МЕТОДОЛОГІЧНІ ПІДХОДИ ДО ПІДВИЩЕННЯ НАДІЙНОСТІ ОЦІНЮВАННЯ ІНДЕКСУ СПОЖИВЧИХ ЦІН В УКРАЇНІ

У статті розглянуто оцінки похибок розрахунку ІСЦ в Україні. Наведено рекомендації щодо зменшення похибок оцінювання ІСЦ. При цьому запропоновано три основні підходи, які можна застосовувати як одночасно, так і окремо один від одного.

Ключові слова: індекс споживчих цін, похибки оцінювання, надійність, обмеження умов життя домогосподарств.

В статье рассмотрено оценки ошибок расчета ИПЦ в Украине. Представлены рекомендации по уменьшению ошибок оценивания ИПЦ. При этом предложено три основных подхода, которые можно применять как одновременно так и отдельно один от другого.

Ключевые слова: индекс потребительских цен, ошибки оценивания, обследование условий жизни домохозяйств.

The paper deals with estimation biases of CPI calculation in Ukraine. Recommendations for the reduction CPI estimation biases are presented. Meanwhile, three main approaches that can be used both simultaneously and separately are proposed.

Key words: Consumption Price Index, estimation biases, reliability, Household Living Conditions Survey.

Індекс споживчих цін (ІСЦ) є одним з основних макроекономічних показників, що характеризують стан економіки будь-якої країни сучасного світу. Він використовується як показник інфляції і як один з основних показників вартості життя. З урахуванням ІСЦ здійснюється індексація заробітних плат і соціальних виплат, визначаються кредитні ставки, аналізуються та прогнозуються найбільш актуальні економічні процеси тощо [1]. Це означає, що наявність у оцінці ІСЦ похибки у будь-який бік призводить до викривлення уявлень щодо реального економічного стану держав, призводить до прямих втрат коштів державними бюджетами або населенням і багатьма державними і недержавними організаціями, знижують загальну ефективність функціонування економік та суттєво погіршують прогнозованість економічного розвитку. Саме тому проблемам надійного визначення та підвищення якості оцінювання ІСЦ протягом останніх п'ятнадцяти років приділяється значна увага у багатьох країнах світу.

Як відомо, оцінка ІСЦ, як і будь-якого іншого показника, характеризується двома типами похибок: випадковою та систематичною [2, 3]. Виникнення випадкових похибок зумовлено, головним чином, тим, що ІСЦ розраховується за даними вибірових обстежень (обстеження споживчих витрат населення та цін). Систематична похибка (зміщення), виникає через особливості методології розрахунку ІСЦ, зміщення оцінок показників за результатами вибірових обстежень, що використовуються при розрахунках ІСЦ тощо. Зокрема, вагома складова зміщення оцінки ІСЦ є основним наслідком недоохоплення заможних верств населення внаслідок невідповідей в національних обстеженнях доходів та витрат домогосподарств.

В доповіді представлено оцінки похибок розрахунку ІСЦ в Україні. Наведено рекомендації щодо підходів до зменшення похибок оцінювання ІСЦ. При цьому запропоновано три основні підходи, які можна застосовувати як одночасно, так і окремо один від одного. Ефективність підходів апробовано на реальних даних в рамках реалізації проекту "Розвиток системи державної статистики для моніторингу соціально-економічних перетворень" у 2009 році.

Перший підхід, це застосування процедур калібрації статистичних ваг державного вибірового обстеження умов життя домогосподарств (ОУЖД) з урахуванням адміністративних даних, зокрема даних енергопостачаючих компаній щодо обсягів середньомісячної сплати домогосподарствами за спожиту електроенергію.

Коригування системи статистичних ваг домогосподарств в ОУЖД з використанням зовнішньої інформації може бути ефективним підходом компенсації інформації, втраченої внаслідок відмов заможних домогосподарств від участі в ОУЖД. Розглянемо конкретний приклад, використовуючи у якості зовнішньої інформації дані щодо споживання електроенергії.

Як свідчать результати виконаних досліджень, в Україні, як в інших країнах, спостерігається суттєвий взаємозв'язок між рівнем споживчих витрат домогосподарств та рівнем споживання електроенергії [4]. Достатньо висока кореляція розподілів свідчить, що за наявності зовнішніх даних щодо обсягів сплати абонентами за спожиту електроенергію по Україні та регіонах існує можливість коригування відповідного розподілу у масиві даних ОУЖД та, на основі взаємозв'язку, коригування розподілу середньодушових споживчих витрат домогосподарств.

Результати проведеного аналізу розподілу середньомісячних витрат на електроенергію домогосподарств по м. Києву, наданими компанією "Київенерго", та витрати на електроенергію домогосподарств м. Києва за даними ОУЖД у 2008 році показали, що розподіли дійсно відрізняються. При цьому різниця зазначених розподілів тим більше, чим більше рівень витрат домогосподарств на електроенергію. Тому, коригування статистичних ваг ОУЖД може бути здійснено так, щоб забезпечити відповідність результатів ОУЖД щодо витрат на електроенергію наявним зовнішнім даним.

Для урахування доходів та витрат заможних верств населення таке коригування доцільно здійснювати лише для трьох верхніх децильних груп домогосподарств, упорядкованих залежно від суми сплати ними за спожиту електроенергію. Після коригування частка домогос-

подарств з більшими витратами, а відповідно і доходи, за результатами ОУЖД дещо зростає і відповідно зростає їх вплив на ІСЦ через вагову структуру.

Як свідчать дані, представлені на рис. 1, застосування процедури калібрації у 8-й, 9-й та 10-й децильних групах домогосподарств залежно від суми сплати ними за спожиту електроенергію по Києву забезпечує наближення розподілів, розрахованих за даними ОУЖД до розподілів, отриманих за даними "Київенерго".

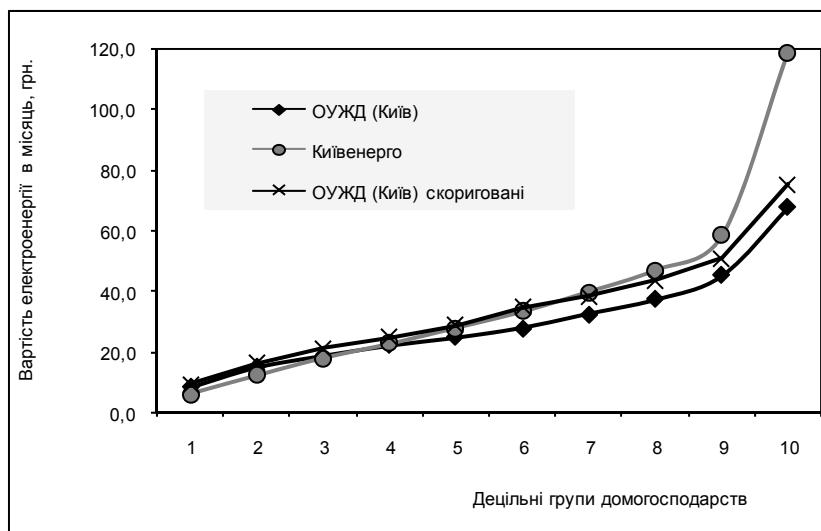


Рис. 1. Середньомісячні витрати домогосподарств на електроенергію за децильними групами домогосподарств (за даними ОУЖД для м. Києва та "Київенерго" у 2008 році)

Джерело: власні розрахунки автора

Результати подальших розрахунків дозволяють зробити висновок, що запропонована процедура збільшує частку домогосподарств зі значними витратами за результатами ОУЖД і, відповідно, збільшує вплив цієї частки на ІСЦ через вагову структуру.

Інший підхід, що виявився достатньо ефективним в оцінюванні похибки розрахунку ІСЦ, це процедура калібрації безпосередньо вагової структури ІСЦ, розрахо-

ваної на основі даних ОУЖД, з урахуванням даних національних рахунків щодо кінцевого споживання домогосподарств. Дані, наведені у табл. 1 ілюструють результати апробації підходу для калібрації вагової структури ІСЦ на національному рівні за умов, коли частка витрат домогосподарств на групу товарів (послуг) – представників "Транспорт" визначається за даними національних рахунків.

Таблиця 1. Результати коригування вагової структури ІСЦ на основі даних національних рахунків щодо кінцевого споживання домогосподарствами в частині витрат по групі "Транспорт" у 2008 році за 12 розділами Класифікації індивідуального споживання за цілями

№ з/п	Група товарів / послуг	Ваги до калібрації	Ваги після калібрації	Абсолютна різниця ваг	Зміна ваг (%)
1	Продукти харчування та безалкогольні напої	0.5504	0.4922	-0.0582	-10.6
2	Алкогільні напої та тютюнові вироби	0.0338	0.0305	-0.0033	-9.8
3	Одяг і взуття	0.0723	0.0646	-0.0077	-10.6
4	Житло, вода, електроенергія, газ та інші види палива	0.1164	0.1043	-0.0121	-10.4
5	Предмети домашнього вжитку	0.0323	0.0288	-0.0035	-10.7
6	Охорона здоров'я	0.0280	0.0251	-0.0029	-10.4
7	Транспорт	0.0431	0.1439	0.1008	234.0
8	Зв'язок	0.0320	0.0285	-0.0035	-10.9
9	Відпочинок і культура	0.0279	0.0251	-0.0028	-10.0
10	Освіта	0.0168	0.0150	-0.0018	-10.6
11	Ресторани та готелі	0.0265	0.0237	-0.0028	-10.7
12	Різні товари та послуги	0.0205	0.0183	-0.0022	-10.9

Джерело: власні розрахунки автора

Слід зазначити, що процедура калібрування забезпечує мінімальні відхилення вагових структур до та після калібрування та задоволення ваг окремих товарів (послуг) – представників (або ваг груп товарів та послуг) додатковим даним.

Визначення характеристик надійності всіх показників, що надаються за результатами ОУЖД для розрахунку вагової структури ІСЦ є передумовою для виявлення витрат по окремих товарах та послугах-представниках, які оцінюються за результатами ОУЖД недостатньо надійно. Альтернативним і достатньо простим способом наближеної оцінки характеристик надійності, що може бути застосована для широкого кола показників є модель узагальнених функцій дисперсії

(generalized variance functions – GVF). Модель GVF відображає варіацію як функцію очікуваних значень вибірових оцінок, параметри якої оцінюються з використанням реплікаційних дисперсій [5].

За результатами апробації методології наближеного оцінювання характеристик надійності їх ефективність при оцінюванні рівня надійності показників споживчих грошових витрат домогосподарств, які використовуються при визначенні вагової структури ІСЦ встановлено. Як приклад, на рис. 2 наведено оцінки коефіцієнтів варіації для витрат домогосподарств на групи товарів "Продукти харчування та безалкогольні напої" за методами BRR та узагальнених функцій дисперсії.

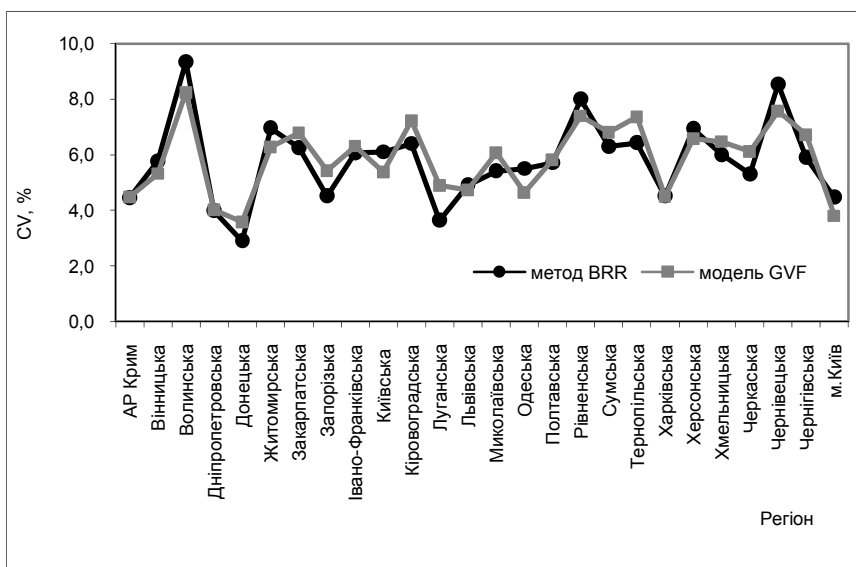


Рис. 2. Порівняння коефіцієнтів варіації оцінок показників витрат домогосподарств для групи товарів "Продукти харчування та безалкогольні напої", розрахованих за методом BRR та моделлю GVF для регіонального рівня (ОУЖД, 2008)

Джерело: власні розрахунки автора

Як видно з наведених даних метод узагальнених функцій дисперсії (модель GVF) дещо вирівнює оцінки коефіцієнтів варіації між регіонами, але при цьому значення коефіцієнтів варіації є достатньо близькими до розрахованих на основі процедури BRR.

Результати апробації запропонованих методологічних підходів коригування вагової структури ІСЦ з використанням даних з інших крім ОУЖД джерел засвідчили наступне.

Калібрування статистичних ваг ОУЖД на мікрорівні у річному масиві даних з урахуванням адміністративних даних енергопостачаючих компаній щодо обсягів середньомісячної сплати домогосподарствами за спожити електроенергію може бути ефективним способом зменшення величини зміщень оцінок структури витрат домогосподарств від недоохоплення заможних верств населення.

Калібрування вагової структури ІСЦ, розрахованої за результатами ОУЖД, з урахуванням даних національних рахунків щодо кінцевого споживання домогосподарств може бути прийнята за базовий підхід на початкових етапах впровадження методології коригування споживчих витрат домогосподарств при розрахунках ІСЦ, проте, таке коригування доцільно здійснювати лише з метою підвищення адекватності структури споживчих витрат домогосподарств для розрахунку ІСЦ.

Застосований метод узагальнених функцій дисперсії уможливив отримання характеристик надійності для показників груп споживчих витрат домогосподарств, які використовуються при визначенні вагової структури ІСЦ. Разом з цим слід зазначити, що цей підхід в цілому не дозволяє зменшити похибки оцінювання ІСЦ, але забезпечує можливість їх контролю.

1. Методологічні положення щодо організації статистичного спостереження за змінами цін (тарифів) на споживчі товари (послуги) і розрахунок індексу споживчих цін // Методологічні положення зі статистики. – К.: ІВЦ Держкомстату України, 2006. – Вип. 2. – Т. 1. – 2006. – С. 190–222.
2. Бессонов В. А. О точности сводных показателей экономической динамики в российской переходной экономике / В. А. Бессонов. // Количественные методы в теории переходной экономики: [сб. статей]; Экономика и математические методы. – 2002. – С. 113–127.
3. Руководство по индексу потребительских цен: теория и практика // МОТ / МВФ / ОЭСР / Евростат / ЕЭК ООН / Всемирный банк. – Вашингтон: Международный Валютный Фонд, 2007. – 720 с.
4. Програма апробації, оцінка її результатів та опис програмного забезпечення, яке було застосоване у пілоті для коригування споживчих витрат домогосподарств з метою врахування витрат і доходів заможних верств населення: Аналітичний звіт / Проект "Розвиток системи державної статистики для моніторингу соціально-економічних перетворень"; Контракт 4729/18. – К., 2010. – 32 с.
5. Design and Methodology. Current Population Survey // Technical Paper 66. – Washington: U.S. Department of Labor, Bureau of Labor Statistics, 2006. – 175 p.

Надійшла до редколегії 01.07.11

УДК 314.3 (477)

З. Пальян, канд. екон. наук, доц.,
Київський національний університет імені Тараса Шевченка

СУЧАСНИЙ РЕЖИМ НАРОДЖУВАНOSTІ В УКРАЇНІ: СТАТИСТИЧНЕ ОЦІНЮВАННЯ СТАНУ ТА ПЕРСПЕКТИВ

В роботі подається аналіз сучасної моделі плідності українських жінок, статистичне оцінювання впливу чинників на їхні дітородні плани, а також результати моделювання демографічних характеристик населення України на найближчу перспективу (2015 рік), в разі збереження або зміни теперішнього режиму плідності.

Ключові слова: модель народжуваності, дітородна активність, черговість народжень, імітаційне моделювання.

В работе представлен анализ современной модели плодovitости украинских женщин, статистическое оценивание влияния факторов на их детородные планы, а также результаты моделирования демографических характеристик населения Украины на ближайшую перспективу (2015 г.), при условии сохранения или изменения теперешнего режима плодovitости.

Ключевые слова: модель рождаемости, детородная активность, очередность рождений, имитационное моделирование.

This paper presents the analyze modern fertility model of Ukraine's women, the statistical estimation factors that affect their reproductive plans and the results of simulation Ukraine's short-term demographic patterns (2015) if favorable the current fertility patterns are preserved or changed.

Keywords: fertility model, childbearing activity, parity, imitative modeling.

Кожен тип відтворення населення має свої особливості перебігу демографічних процесів. Незважаючи на те, що українське населення більш як пів століття живе за сучасним режимом відтворення, тенденція народжуваності та модель репродуктивної поведінки з часом набували різного характеру. Довготривалий спад рівнів народжуваності в Україні (1965-2001рр.) супроводжувався переходом від моделі дводітності (1965-1989рр.) з доволі молодим середнім віком матерів (25,4 років у 1989 р.) до моделі одностітності із збереженням ранніх перших народжень (22,8 років у 2000 році), коли кожна жінка умовного покоління за усе дітородне життя могла народити одну дитину. Лише на другому році нового тисячоліття в Україні з'явилися ознаки поступового виходу із стану "репродуктивного колапсу". За останніх дев'ять років напрям тенденції народжуваності кардинально змінився, зокрема протягом 2002-2010 рр. рівень загального коефіцієнта народжуваності зріс на 8,8% або щорічно в середньому на 1,1%, з незначним уповільненням у 2010 році.

Водночас дещо змінилась *модель народжуваності*, ознаками якої є:

- суттєве зменшення частки первістків за рахунок появи дітей переважно другої і частково третьої черговості;
- постаріння материнського контингенту;
- поширення позашлюбних народжень.

Аналіз перебігу сучасної дітородної поведінки в постіндустріальних країнах, у тому числі, в західно- та східноєвропейських, свідчить про глобальну спільність проблем відтворення населення та очікуваних наслідків, скоригованих на дієвість національних пронаталістських заходів [1; 2; 4]. Зокрема, представники теорії зниження народжуваності Дж. Бонгаартс, Л.Бацці, Р. Лестіге, Дж. Суркін зазначають, що в основі сучасного характеру народжуваності лежить зміна дітородних прераференцій та життєвих ідеалів, перехід від дводітних сімей до однодітних [1; 3].

З огляду на це можна сформулювати наступну гіпотезу: наскільки сучасні зміни дітородної поведінки здатні формувати загальний характер народжуваності в Україні і, як вони впливатимуть на порядок відтворення населення в найближчій перспективі? Чи свідчать окреслені ознаки про приєднання України до ультрасучасного режиму народжуваності, що є атрибутом так званого "другого демографічного переходу"?

Метою статті є статистичний аналіз сучасного характеру режиму народжуваності в Україні в порівнянні з сусідніми східноєвропейськими країнами, оцінка

впливу репродуктивної поведінки молоді на теперішню і перспективну інтенсивність дітородження в Україні, а також імітаційне моделювання очікуваної в 2015 р. чисельності народжених з огляду на сучасну модель повикової плідності жінок.

В дослідженні використовувались офіційні дані Держкомстату України за 1989-2010 рр., результати Всеукраїнського перепису населення України у 2001 р., матеріали спеціально організованих вибірових обстежень: "Молодь України: спосіб життя та ціннісні орієнтації", проведеного центром "Соціальний моніторинг" у 2010 р., "Репродуктивне здоров'я населення України – 1999, 2003 рр.", а також дані Євростату та Росстату.

Сьогодні Україна переживає період активізації дітородної діяльності. Зокрема, у 2009 р. загальний рівень народжуваності складав 11,1‰, тобто повернувся до рівня 1993 р., коли чисельність населення України була максимальною за усю її історію (52,2 млн.). За 2002-2009 рр. сумарний коефіцієнт плідності щороку зростав в середньому на 3,6% і становив 1,45 дітей в розрахунку на одну жінку дітородного контингенту, проти надзвичайно низького рівня 1,09 дітей в 2000 р. Водночас змінилась модель народжуваності, характерною ознакою якої є трансформація структури черговості народжень. Нині в Україні половина новонароджених – первістки, а саме, їхній внесок у сумарну плідність в 2009 р. становив 53,1%, що на 10 процентних пункти менше, ніж у 2001р. (63,1% сумарної плідності жінок). За 2002-2009 рр. склад народжених істотно змінився на користь, здебільшого 2-ої і менше 3-4 черговостей, що свідчить про компенсацію відкладених у кризовий період народжень. За сучасних умов середня черговість народжень становить 1,54 дитини.

Народження дітей вищих черговостей відбувається у жінок більш старшого віку, що автоматично призводить до постаріння материнського контингенту. За останніх дев'ятнадцять років (1991-2009 рр.) середній вік українських матерів при народженні перших дітей підвищився на 6,3% і становив 23,8 роки проти 22,4 роки у 1991р. Менш швидким темпами (+5,6%) зріс середній вік матерів при народженні дітей усіх черговостей з 24,8 роки до 26,2 роки. Навіть за короткий період (2004-2009 рр.) відбулось помітне старіння матерів.

Дані табл.1 демонструють збільшення віку жінок при народженні дітей усіх черговостей, що є провісником формування ультрасучасного режиму плідності. Втім, перебіг цього процесу в Україні має свої особливості.

Таблиця 1. Динаміка середнього віку матерів при народженні дітей кожної черговості в Україні, 2003-2009 рр., років

Рік	Черговість народження дітей			
	Перша	Друга	Третя	Четверта і більше
2003	23,2	27,3	30,0	31,3
2004	22,8	27,5	30,2	31,5
2005	23,0	27,7	30,2	31,5
2006	23,2	27,8	30,3	31,5
2007	23,4	27,9	30,3	31,6
2008	23,5	28,0	30,4	31,6
2009	23,8	28,2	30,5	31,6
Приріст середнього віку за 2004-2009, років	0,6	0,9	0,5	0,3

Джерело: авторські розрахунки за даними Держкомстату України

З одного боку, зростання середнього віку матерів при народженні дітей першої черги свідчить про початок переходу українських жінок на західноєвропейську модель відкладених первісток. Це пов'язано з подовшенням періоду соціалізації молодих жінок, здобуттям ними вищої освіти, а нерідко і другої вищої. Дипломовані жінки прагнуть досягти певного професійного статусу, отримати відповідну освітньому рівневі постійну роботу і стабільний заробіток. Усе це змушує жінок відстрочити момент народження першої дитини. З іншого боку, західна модель народжуваності трансформується під впливом українських реалій, обумовлених, спочатку гострою соціально-економічною кризою, а згодом, поступовою адаптацією населення до умов перехідної економіки. На тлі деякого поліпшення і стабілізації матеріального становища сімей, часткового відновлення зруйнованої в кризові часи соціальної інфраструктури, населення починає реалізовувати природну потребу в народженні другої дитини. Про що і свідчить більш інтенсивне зростання віку матерів при народженні дітей другої черги.

Водночас відбувається перерозподіл у віковій плідності жінок молодого і старшого репродуктивного віку на користь останніх. Характерно, що 19 років тому основну дітородну роль виконували 20-24 річні жінки, забезпечуючи 44,2% сумарної плідності. В 2009 році рівень їхньої плідності знизився майже на 40%. Як показують графіки вікових коефіцієнтів плідності жінок України та їхнього внеску у сумарну плідність (рис.1), у 2009 р. порівняно з 1991 р. істотно, на 14,7 п.п., зросла частка плідності зрілих матерів віком 30-34. Одночасно збільшилась інтенсивність дітонороджень серед жінок віком 35-39 років на 42,4% або щорічно в середньому на 1,9%. Тобто вочевидь змінився профіль моделі народжуваності на користь жінок молодого і зрілого віку. Позитивним є майже двократне скорочення плідності юних матерів (15-19 років), що дає підстави сподіватись на зміну у дітородній поведінці молоді у бік відповідального і поміркованого батьківства.

Графіки вікової структури плідності жінок трьох сусідніх країн (рис. 1) показують певну еволюцію моделі народжуваності від сучасного до ультрасучасного режиму. В Україні цей процес тільки починається, в Російській Федерації є ознаки переходу, зокрема, інтенсивність дітонородження у середній групі молоді (25-29 років) дещо вища ніж у попередній, а в Польщі найактивніший репродуктивний контингент – зріла молодь у віці 25-34 років. Ще однією ознакою сучасної моделі є поширення позашлюбних народжень. Так, в цілому по країнах ЄС (27) у 2009 р. кожна третя дитина народи-

лась у незареєстрованому шлюбі. Рекордсменами у цьому є Ісландія (64,3%), Швеція (54,4%) та Франція (53,7%). В Російській Федерації зазначений показник знизився до 27%, а в Україні, нажалі, він стабільно зростає і в 2009 році сягнув 21,2%. В Україні спостерігається поступовий перехід на західну модель консесуальних шлюбів, особливо серед найменш зрілої групи молоді (15-19 років), в числі яких у незареєстрованому союзі перебуває 25% чоловіків (віком 16-17 років) та 19% жінок (15-16 років). В умовах, відсутнього дисбалансу статі в молодому шлюбному віці, причина неформального шлюбного партнерства полягає у зміні матримоніальної поведінки молоді, більшій її сексуальній свободі, прагненні самостійності та матеріальної незалежності від батьків. На жалі, саме в юному віці (15-19 років) у 2009р. реєструвалась найбільша частка позашлюбних народжень (37,2%). За останніх 6 років відбулось поглиблення вікової диференціації позашлюбної народжуваності серед наймолодших та найстарших матерів. Поширення позашлюбних народжень може свідчити про: зміну дітородних традицій, ламку сталих сімейних засад; зміну сексуальної поведінки (розкутість на тлі низької сексуальної культури та гігієни, юнацька необачливість); меркантильну налаштованість матерів-одиначок. Проте матеріали вибіркового обстеження "Репродуктивне здоров'я населення України – 2003 р." пояснюють розповсюдження позашлюбних народжень необачливою сексуальною поведінкою юних жінок (15-19 років), більша половина яких (52,6%) не користуються ніякими засобами контрацепції. Що стосується жінок віком 40 і старше років, то з них третина (38,9%) не вдається до запобіжних заходів, сподіваючись на народження дитини бодай у незареєстрованому шлюбі.

Індикатором репродуктивних установок жінок є їхні дітородні наміри. Як свідчать дані вибіркового обстеження "Молодь України: спосіб життя та ціннісні орієнтації", переважна більшість респондентів планують мати не менше двох дітей. Реалізація репродуктивних намірів молоді за їхньою думкою залежить, в першу чергу від стану здоров'я (67% відповідей), любові до дітей (65%), стабільності доходів та наявних житлових умов (59%). Останнє місце в числі факторів народження дитини посідають життєвий досвід та успіх у професійній діяльності (28% та 25% відповідей). Статистично значимими факторами запланованої кількості дітей виявились: наявна кількість дітей ($\eta^2 = 0,43$), характер зайнятості (робота, робота і навчання, тільки навчання, не зайняті) ($\eta^2 = 0,21$) та самооцінка стану здоров'я ($\eta^2 = 0,11$).

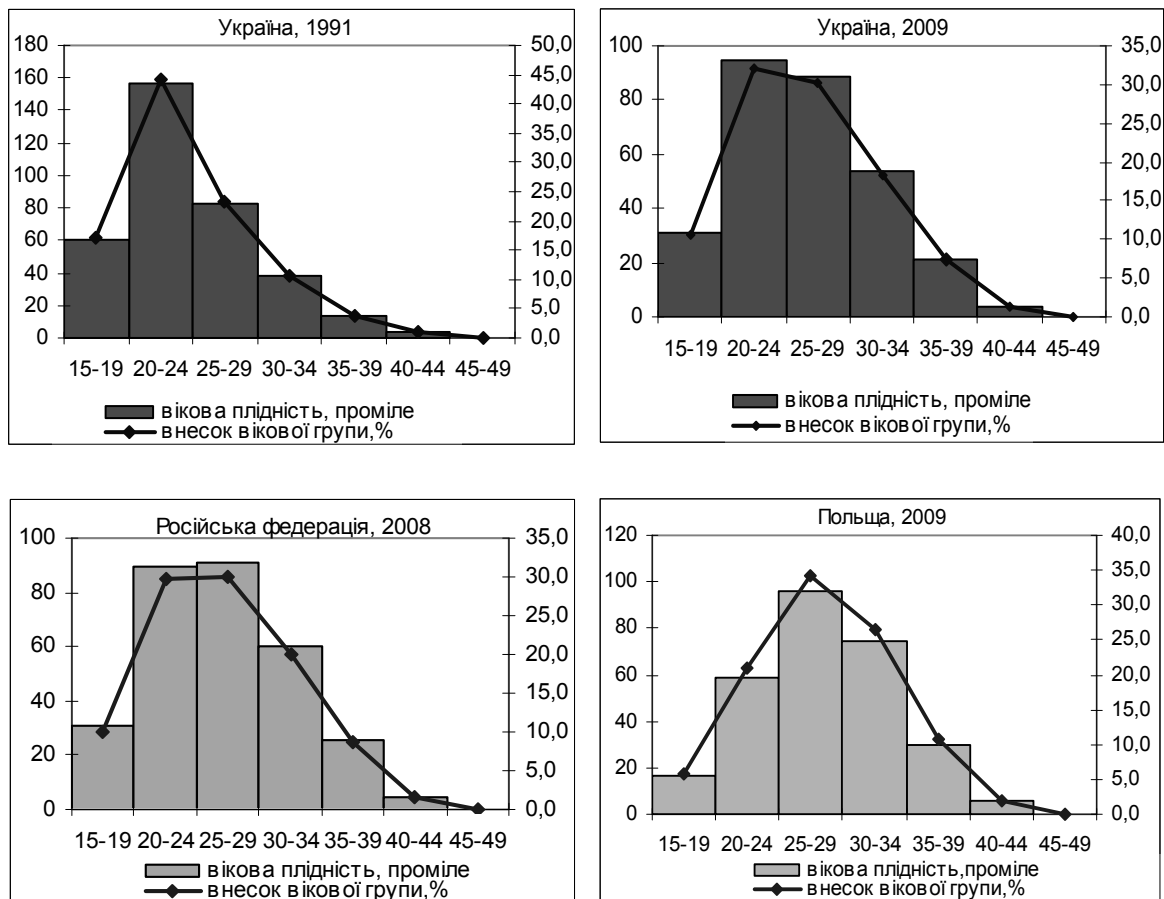


Рис. 1. Вікові коефіцієнти плідності та їх внесок у сумарну плідність жінок України, Польщі, Росії

Джерело: авторські розрахунки за даними Держкомстату України, Росстату, Євростату

За свідченням більшості молодих респондентів, які вже мають дитину (84% опитаних) надання одноразової матеріальної допомоги батькам не вплинуло на рішення народити дитину. Водночас, реалізації дітородних намірів можуть сприяти такі чинники, як запровадження щомісячної грошової допомоги батькам, підвищення оплати праці одному з батьків, поліпшення житлових умов.

Постає питання, яким чином сьогоднішня дітородна поведінка українського населення визначатиме характер народжуваності у найближчій перспективі? Беручи до уваги сучасну модель повікової плідності жінок України, в роботі виконано імітаційне моделювання очікува-

ної в 2015 р. чисельності народжених та перспективної чисельності і статеві-вікового складу населення. Зокрема, розроблялись три сценарії прогнозу. **Сценарій 1** передбачав еволюційну зміну молодіжної плідності за збереження репродуктивної активності жінок віком старше 35 років на рівні базового 2009 р. У **сценарій 2** закладено гіпотезу щодо незмінності молодіжної дітородної активності на рівні 2009 р., але продовження тенденції росту плідності жінок старшого віку. **Сценарій 3** – виконувався за припущення збереження сучасної тенденції зміни плідності молодих і старших жінок.

Таблиця 2. Фактичні на прогнозовані за різними сценаріями показники відтворення населення України

Показник	2009 р.	Прогноз на 2015 р.		
		Сценарій 1	Сценарій 2	Сценарій 3
Абсолютний природний приріст, тис осіб	-194,2	-219,0	-217,8	-186,7
Коефіцієнт природного приросту, ‰	-4,2	-4,9	-4,9	-4,2
Сумарний коефіцієнт плідності, дитини	1,45	1,53	1,57	1,63
Нетто-коефіцієнт відтворення, дочки	0,689	0,73	0,74	0,77
Середній вік матері, років	26,2	27,4	27,5	28,2
Загальний коефіцієнт народжуваності, ‰	11,1	10,9	10,9	11,6
Чисельність народжених, тис осіб	512,5	484,3	485,5	517,9
Чисельність населення, млн осіб	45,8	44,6	44,6	44,7

Джерело: авторські розрахунки

Очевидно, жоден сценарій прогнозу не передбачає зростання чисельності України у наступні 6 років (табл.2). За найоптимістичнішого 3-го варіанту можливе уповільнення скорочення чисельності населення до 44,7 млн. осіб завдяки збереженню сучасної позитивної

тенденції зростання вікової плідності як молодих, так і зрілих жінок. Якщо інтенсивно зростатиме плідність старших матерів (35-45 років), то сумарна плідність жінок збільшиться до 1,57 дитини в розрахунку на одну жінку, але кількість новонароджених від цього не побі-

льшає через подальше скорочення загальної чисельності населення, у тому числі і репродуктивного контингенту. В разі розвитку подій за першим, найгіршим сценарієм, коли плідність молодих жінок зростатиме меншими темпами, ніж у жінок старшого віку, очікувана чисельність немовлят буде на 1,2 тис. осіб менше, ніж за другого сценарію, але це не вплине на подальшу зміну чисельності населення України.

Проведений статистичний аналіз сучасної дітородної поведінки населення України дозволяє виділити кілька пріоритетів державної демографічної політики. По-перше, має здійснюватись підтримка дітородних планів найчисельнішої когорти жінок середнього плідного віку, які останнім часом почали реалізовувати відкладені у кризові роки народження другої дитини. Причому, стимулювання народження другої дитини буде ефективним протягом найближчих 5-10 років, поки це покоління не вийшло за межі активного дітородного віку. По-друге – слід заохочувати молодих жінок віком 20-29 років до відновлення традицій дводітності шляхом гарантованості зайнятості та достойної оплати праці їхнім шлюбним партнерам, молодим чоловікам. По-третє,

завданням державної політики має стати формування засад здорового способу життя у молоді, яка мусить взяти на себе відповідальність за відтворення наступних репродуктивних поколінь. Залишається сподіватись, що результати дослідження слугуватимуть науковим підґрунтям удосконаленням діючої державної стратегії демографічного розвитку України.

1. Bongaarts J. Fertility and reproductive preferences in Post-transitional societies. Global fertility transition, Supplement to [Текст] / J. Bongaarts. – Population and Development Review, Vol. 27, 2001 – pp. 260-281. Bongaarts, J., Watkins S.C. Social Interactions and Contemporary Fertility Transitions. [Текст] / J. Bongaarts, S.C. Watkins. – Population and Development Review, 22(4), 1996 – pp. 639-682. 2. Kohler H-P. Fertility and social interaction: an economic perspective [Текст] / H-P. Kohler – New York: Oxford University Press, 2001. – 234 p. 3. Livi Bacci, Massimo. Comment: Desired family size and the future course of fertility. Global fertility transition, Supplement to [Текст] / Livi Bacci. – Population and Development Review, Vol. 27, 2001 – pp. 282-289. 4. Население России 2008 [Текст]: Шестнадцатый ежегодный демографический доклад / Отв. ред. А.Г. Вишневский; Гос.ун-т. – Высшая школа экономики. – М.: Изд. дом. Гос.ун-та – Высшей школы экономики, 2010. – 352 с. 5. Шлюб, сім'я та дітородні орієнтації в Україні [Текст]: [моногр.] – К.: АДЕФ – Україна, 2008. – 256 с.

Надійшла до редколегії 01.07.11

УДК 311.213.2 : 338.24 : 63

Н. Скачек, учений секретар,
Державне підприємство "Науково-технічний комплекс статистичних досліджень"

СТАТИСТИЧНЕ ЗАБЕЗПЕЧЕННЯ УПРАВЛІННЯ РОЗВИТКОМ ОРГАНІЧНОГО ВИРОБНИЦТВА

Досліджено проблеми якості та безпечності харчових продуктів в Україні. Вивчено зарубіжний досвід з питань органічного виробництва та статистичного забезпечення його розвитку. Визначено основні проблеми та перспективи законодавчого визнання та підтримки вітчизняного ринку органічної продукції. Акцентовано увагу на необхідності формування статистичного забезпечення розвитку органічного виробництва в Україні.

Ключові слова: статистичне забезпечення, статистика органічного виробництва, сертифікація органічного виробництва, органічна продукція, маркування органічної продукції, якість харчових продуктів, безпечність харчових продуктів.

Исследованы проблемы качества и безопасности пищевых продуктов в Украине. Изучен зарубежный опыт по вопросам органического производства и статистического обеспечения его развития. Определены основные проблемы и перспективы законодательного признания и поддержки отечественного рынка органической продукции. Акцентировано внимание на необходимости формирования статистического обеспечения развития органического производства в Украине.

Ключевые слова: статистическое обеспечение, статистика органического производства, сертификация органического производства, органическая продукция, маркировка органической продукции, качество пищевых продуктов, безопасность пищевых продуктов.

Problems of quality and food safety in Ukraine are investigated. Foreign experience on questions of organic farming and statistical provision of its growth are studied. Main problems and perspectives of legislative admission and support of domestic market of organic products are distinguished. The attention is paid to the necessity of statistical provision formation for the development of organic farming in Ukraine.

Keywords: statistical ensuring, statistics of the organic production, certification of the organic production, organic production, marking of the organic production, quality of foodstuffs, safety of foodstuffs.

Сьогодні всі ми насолоджуємося широким асортиментом продукції, яку пропонують нам численні магазини, супермаркети, ринки. Щодня без особливих проблем і практично в будь-який час можна придбати все необхідне для життєдіяльності родини відповідно до потреб і статку. Здавалося б, серед проблем можна визначити лише декілька: обмежений сімейний бюджет, діапазон цін, за якого один і той же товар в двох сусідніх магазинах продається за різними цінами, а також необхідність здійснення вибору серед такого різноманіття товарів і продуктів харчування. Проте наявність широкого асортименту продукції, на жаль, не гарантує високу її якість. Особливо це стосується продуктів харчування. І проблема полягає не лише в порушенні вимог до транспортування продукції, її зберігання, термінів придатності до вживання. Основна проблема стосується якості продукції з точки зору її безпечності для організму людини.

Зі вступом до СОТ в Україні активізувався процес розробки, узгодження та затвердження вітчизняних

стандартів, якими передбачені вимоги на окремі види продукції сільськогосподарського виробництва та харчової промисловості. Перелік чинних стандартів, що регулюють якість вітчизняної продукції, поступово розширюється, і це є досить позитивним фактом. Проте самі по собі стандарти не можуть гарантувати і не гарантують якість тих продуктів харчування вітчизняного виробництва, що потрапляють на прилавки магазинів і численні ринки. Досить часто на упаковці продукції замість літер "ДСТУ" з відповідним номером стандарту красується інше позначення – "ТУ" – тобто "технічні умови", що дозволяє підприємству виготовляти продукцію за своєю власною технологією, яка нерідко суттєво відрізняється від вимог стандарту. Адже сьогодні в харчовій промисловості у процесі виготовлення продуктів харчування використовується маса різноманітних хімічних засобів, призначених для так званого "поліпшення" смакових якостей кінцевої продукції. Насправді ж користь від такого "поліпшення" є дуже і дуже сумнівною. І

це лише одна сторона проблеми, у той же час варто звернути увагу і на інші не менш важливі моменти.

Як відомо, невід'ємним аспектом сьогодення є швидке удосконалення та активне використання високих технологій у всіх сферах нашого життя. Не є винятком і сфера виробництва продукції сільського господарства та її подальшої переробки. Але чи завжди нововведення є однозначно корисними і безпечними? Наприклад, всім відомий такий негативний наслідок інтенсивного землеробства як надмірний вміст пестицидів в овочах, фруктах, зелені, іншій продукції. Крім продукції сільського господарства, хімічні сполуки також забруднюють як поверхневі, так і підземні води. Тому ніхто не дивується зростанню кількості злоякісних захворювань, особливо у дітей. Адже від якості води та продуктів харчування, які ми споживаємо, в першу чергу залежить наше здоров'я і здоров'я наступних поколінь.

Ще одним викликом всьому нашому суспільству можна вважати поступове поширення, причому часто неконтрольоване, генетично модифікованих організмів. Так, в Україні відповідно до ухваленого законодавства використовуються маркування продуктів "без ГМО". Проте немає ніяких гарантій, що продукт із таким маркуванням насправді не містить генетично модифікованих організмів. Оскільки в Україні не зареєстрований жоден генетично модифікований організм, напевно, набагато простіше приліпити наклейку "без ГМО", ніж пояснювати, яким чином до рук виробника потрапило насіння генетично модифікованої сої. Та й хто, власне, перевірятиме? Наразі стільки проблем з кризовими явищами та реформами, що на лабораторії та перевірки, швидше всього, не вистачатиме ні коштів, ні часу. Отож і їмо фрукти-овочі з пестицидами і м'ясо, вирощене на кормах із сої та антибіотиках, не дивуючись відсутності імунітету та стійкості до хвороб.

Але невже так і має бути? Чи варто вірити розмовам прихильників інтенсивного землеробства та представникам харчової промисловості щодо їх прагнення подолати глобальну проблему недостатності продуктів харчування? Чи, може, вони просто ставлять собі за мету максимізувати прибуток і їх анітрохи не цікавить проблема безпечності вироблених продуктів? Зрештою, чи маємо ми, прості споживачі, якусь альтернативу?

Виявляється, маємо. У світі наприкінці ХХ століття почали активно популяризуватися принципи органічного виробництва, відповідно до яких як продукція сільського господарства зокрема, так і продукти харчування в цілому виробляються без використання пестицидів, фарбників, консервантів та інших хімічних засобів. У процесі виробництва можуть використовуватися лише окремі дозволені засоби, які за результатами проведених досліджень не завдають шкоди організму людини або ж вплив яких визнано мінімальним. Слід зауважити, що однією з вимог до органічної продукції є також і відсутність ГМО у її складі.

При прийнятті рішення щодо ведення органічного виробництва за бажанням власників підприємства проводиться процедура сертифікації земель і всіх виробничих приміщень, контролюються всі виробничі процеси від закупівлі насіння до транспортування готової продукції. Такий підхід отримав загальноживану назву "від лану до столу". Ще один особливо важливий факт полягає у тому, що перевірка і контроль над виробничими процесами здійснюється не одноразово, а постійно. За кордоном протягом останніх 30-40 років були створені відповідні служби, що здійснюють зазначений контроль, принципи органічного виробництва отримали офіційне визнання і є законодавчо підтвердженими, а продукція відповідно до законодавства має спеціальний логотип, що дозволяє

споживачеві легко ідентифікувати органічний продукт в торгівельній мережі. При цьому, звичайно ж, використовувати спеціальний логотип можуть тільки підприємства, що здійснюють органічне виробництво.

Так, наприклад, в Європейському Союзі прийнята постанова Ради ЄС No 834/2007 щодо органічного виробництва і маркування органічних продуктів. Вся органічна продукція, що виробляється на території ЄС та експортується до ЄС з інших країн, перевіряється, сертифікується та маркується відповідно до вимог цієї директиви та пов'язаних нею документів. Відповідно до вимог цієї постанови для позначення органічної продукції використовують спеціальний логотип з написом "органічне виробництво" мовами країн ЄС. Так, логотип для англomовних країн має напис "ORGANIC FARMING", для німецькомовних – "BIOLOGISCHE LANDWIRTSCHAFT" або "ÖKOLOGISCHER LANDBAU" тощо. Також упаковка повинна містити супровідний текст із зазначенням методу органічного виробництва та органу контролю [1].

Наразі органічна продукція виробляється у понад 160 країнах світу. За результатами даних за 2009 рік загальна площа угідь, сертифікованих для органічного виробництва в усьому світі, перевищує 37 мільйонів гектарів. Найбільші площі сільськогосподарських угідь під органічним виробництвом знаходяться в Океанії (12,2 млн. га), наступними є Європа (9,3 млн. га) та Латинська Америка (8,6 млн. га). Серед країн лідерами за площею сертифікованих угідь є Австралія (12,0 млн. га), Аргентина (4,4 млн. га) і США (1,9 млн. га). Найбільший відсоток органічних земель мають Фолклендські острови (35,7 %), Ліхтенштейн (26,9 %) та Австрія (18,5 %). Країнами з найбільшою кількістю виробників органічної продукції є Індія, Уганда та Мексика [2]. З декількох мільйонів виробників і переробників 1,8 млн. пройшли сертифікацію в одній з 488 установ, акредитованих Міжнародною федерацією органічного сільськогосподарського руху (IFOAM). Ця федерація координує процедури стандартизації, акредитації та сертифікації в різних країнах і представляє органічний рух в міжнародних організаціях. Всі законодавчі стандарти, норми та принципи, що затверджуються окремими країнами на національному рівні, розробляються з урахуванням багаторічного досвіду та напрацювань IFOAM [3].

В Україні різним аспектам поширення органічного виробництва присвячені роботи таких вчених як Артиш В.І., Боровик Т.В., Вовк В.І., Волошин М.І., Дудар О.Т., Завадська Ю.С., Кобець М.І., Корніцька О.І., Легеза Д.Г., Мациборко О., Рудницька О.В., Яценко О.М. та ін. Зокрема, Кобець М.І. розглядає основні проблеми впровадження органічного землеробства в Україні, наголошує на необхідності підтримки підприємств, що бажають займатися виробництвом органічної продукції, в період конверсії, тобто до моменту офіційного отримання статусу "органічного" виробника. Також науковець на прикладі результатів роботи окремих вітчизняних органічних підприємств спростовує загальнопоширене твердження щодо більш низької урожайності сільськогосподарських культур за умови використання принципів органічного виробництва [4]. Корніцька О.І. порівнює результати застосування різних систем землеробства окремими підприємствами і приходить до висновку, що саме органічна система з мінімальним обробітком ґрунту дає можливість виробнику продукції отримати максимальну вигоду. Представлені результати також спростовують згаданий вище недолік, який приписують органічному виробництву [5]. Вітчизняні науковці в своїх наукових працях висвітлюють різні аспекти як зарубіжного, так і вітчизняного органічного ви-

робництва. Проте основною рисою, що поєднує всі дослідження, є прагнення авторів донести як до наукового світу, так і до широкого кола читачів основну ідею органічного виробництва – досягнення балансу між економічними вигодами та екологічними пріоритетами з метою покращення екологічної ситуації в Україні та збереження довкілля.

Протягом останніх років вітчизняне органічне виробництво розвивається досить швидко попри відсутність законодавчої підтримки. Варто зауважити, що органічна продукція вітчизняного виробництва користується попитом за кордоном. Щоправда, достовірних статистичних даних щодо обсягів виробництва та експорту такої продукції наразі немає, в основному переважають експертні оцінки. При цьому експерти одноголосно погоджуються, що ні глибокого аналізу вітчизняного ринку, ні достовірних джерел інформації в Україні поки що немає. Оскільки необхідність в надійних даних щодо масштабів вітчизняного органічного виробництва та динаміки його розвитку є беззаперечною, автор у своїй публікації наводить аналіз статистичного забезпечення в управлінні розвитком органічного виробництва в Європейському Союзі та зазначає ті проблемні моменти, які мають бути вирішені в Україні з огляду на поступове формування вітчизняної законодавчо-нормативної бази у цій сфері.

Українські виробники органічної продукції за активної допомоги міжнародних організацій і компаній намагаються знайти шляхи до поширення органічного руху в нашій країні. Завдяки ініціативності послідовників здорового способу життя, готівих реалізовувати стандарти якісного та безпечного життя навіть без підтримки уряду, наразі в Україні функціонують більше 100 виробників органічної продукції. Загальна площа сертифікованих для органічного виробництва земель становить понад 260 тис. га [6].

Наразі процедури сертифікації вітчизняного виробництва органічної продукції здійснюються переважно іноземними компаніями, яких налічується близько дванадцяти. Це представники Нідерландів, Швейцарії, Італії, Німеччини, Угорщини, Польщі тощо. Лише одна українська структура – "Органік Стандарт" – пройшла міжнародну акредитацію і з 2009 року отримала право проводити сертифікацію органічного виробництва та видавати відповідні документи. Всі етапи сертифікації, вимоги до підприємств і виробничих процесів регулюються за нормами і стандартами, дійсними для ЄС, США і тих країн, органічне виробництво яких є законодавчо врегульованим [7].

На жаль, про ефективне функціонування вітчизняного ринку органічної продукції говорити ще рано. Насамперед тому, що законодавче забезпечення у сфері органічного виробництва все ще перебуває на стадії розробки та узгодження. Так, закон "Про органічне виробництво", нарешті був прийнятий Верховною Радою України 21 квітня 2011 року з набранням чинності з 1 січня 2012 року. Він має визначати основи ведення органічного сільського господарства, вимоги щодо вирощування, виробництва, перероблення, сертифікації, маркування, перевезення, зберігання та реалізації органічної продукції та сировини. Водночас до терміну введення в дію цього закону потребують узгодження та затвердження численні нормативно-правові акти, без яких сектор органічного виробництва не зможе нормально розвиватися. Зокрема, мають бути затверджені Кабінетом Міністрів України Правила органічного виробництва, відповідно до яких, власне, і буде здійснюватися органічне виробництво. Крім цього, затвердженню підлягає Порядок сертифікації органічної продукції, а також форма сертифікатів і сертифікаційних рішень.

Законом визначено, що продукція, яка відповідає вимогам органічного виробництва, буде маркуватися як "органічний продукт", проте державний логотип для органічної продукції ще потребує розробки і затвердження. Також відповідного законодавчого затвердження потребуватиме і процес визначення обов'язків та відповідальності органу, що відповідатиме за процес акредитації тих установ, які безпосередньо здійснюватимуть процеси сертифікації як земельних угідь, так і всіх виробничих процесів, що мають місце на підприємстві. З огляду на необхідність розробки, узгодження та прийняття великої кількості підзаконних нормативно-правових актів Президент України повернув зі своїми пропозиціями Закон України "Про органічне виробництво" для повторного розгляду Верховною Радою України [6].

Варто звернути увагу на такий важливий момент. У прийнятому Верховною Радою України законі зазначається, що до повноважень центрального органу виконавчої влади з питань аграрної політики та продовольства у сфері органічного виробництва належить ведення реєстру операторів органічного виробництва та забезпечення опублікування офіційних відомостей про операторів органічного виробництва, а також розповсюдження інформації про органічне виробництво, органічну продукцію, систему гарантій та контролю в засобах масової інформації із залученням заінтересованих сторін. Оскільки ведення реєстру операторів органічного виробництва буде належати до повноважень центрального органу виконавчої влади з питань аграрної політики та продовольства, слід наголосити на необхідності врегулювання основних принципів взаємодії цього органу з Державною службою статистики України з метою уникнення дублювання показників і надмірного навантаження на операторів органічного виробництва. Можливо, найбільш оптимальним варіантом має стати компромісний розподіл обов'язків, за якого повноваження з ведення зазначеного вище реєстру, його актуалізації у відповідності з рішеннями акредитаційних установ щодо видачі сертифікатів на здійснення органічного виробництва будуть покладені на центральний орган виконавчої влади з питань аграрної політики та продовольства, а функції збору статистичної інформації з питань органічного виробництва, її зведення та узагальнення будуть передані Державній службі статистики України. Такий підхід дозволить вже на початковому етапі розробити методологічні основи формування статистики органічного виробництва, які в подальшому регулюватимуть процес отримання своєчасних і достовірних статистичних даних у зазначеній сфері. При цьому процесу формування реєстру операторів органічного виробництва має передувати розроблення та узгодження тієї системи показників, яка не тільки забезпечуватиме необхідною інформацією як представників органів виконавчої влади, науковців, споживачів органічної продукції, а й дозволить проводити важливі міжнародні співставлення з іншими країнами, що залучені до всесвітнього органічного руху. З огляду на зазначене доцільно ознайомитися з досвідом Європейського Союзу у сфері статистичного забезпечення управління розвитком органічного виробництва.

Так, можливість здійснення аналізу обсягів виробництва органічної продукції в ЄС забезпечена звітністю країн – членів ЄС щодо заходів, вжитих у попередньому році на виконання постанови Ради ЄС №834/2007 від 28 червня 2007 року стосовно органічного виробництва і маркування органічних продуктів [1]. Зокрема, Євросоюзом для гармонізації процесу подання звітності розроблені стандартизовані статистичні форми, які дозволяють отримувати статистичні дані у розрізі окремих

країн ЄС. Інформація, що подається у цих формах, сто-сується кількості зареєстрованих операторів органічно-го виробництва, кількості зареєстрованих операторів, які займаються переробкою та імпортом продукції органічного виробництва, земельних площ, повністю зайня-тих під органічним виробництвом, валових зборів орга-нічної продукції рослинного походження з площ, які по-вністю переведені на органічне виробництво, поголів'я тварин, що використовуються для виробництва органі-чної продукції тваринного походження, обсягів органіч-ної продукції тваринного походження [8].

До 2007 року включно країни ЄС не були зобов'язані подавати статистичні дані щодо органічного виробницт-ва, такі дані надавались виключно на добровільній осно-ві [8]. Після прийняття постанов Ради ЄС №834/2007 від 28 червня 2007 року стосовно органічного виробництва і маркування органічних продуктів та №889/2008 від 5 вересня 2008 року щодо запровадження положень по-передньої постанови країни-учасниці до першого липня кожного року передають Європейській Комісії річну ста-тистичну інформацію стосовно органічного виробництва шляхом використання наданої Європейською Комісією комп'ютерної системи, яка забезпечує електронний обмін документами та інформацією. Для передачі вказаної вище статистичної інформації країни-учасниці викорис-товують єдину точку входу, яку забезпечує Європейська Комісія (Євростат). На основі такого підходу забезпечу-ється гнучкий доступ до зазначеної системи, який дозво-ляє не лише вводити відповідні статистичні дані, а й здійснювати їх оперативне коригування у разі виявлення певних невідповідностей [1].

Положення стосовно параметрів статистичних да-них і метаданих визначаються в контексті Статистич-ної програми Співдружності на основі анкет, які нада-ються через згадану комп'ютерну систему. Зокрема, спільними зусиллями Генерального директорату з сільського господарства Європейської Комісії, а точ-ніше його Постійного комітету з питань органічного виробництва, підрозділами E1 та E2 Євростату, відпо-відальними за статистику сільського господарства, та країнами – членами ЄС, представленими Робочою групою "Статистика безпечності продуктів харчування" та Цільовою групою "Статистика органічного виробни-цтва" було розроблено гармонізований запитальник, на основі якого безпосередньо подається статистична інформація в досліджуваній сфері. Важливим є той факт, що збір даних за цим гармонізованим запиталь-ником здійснюється національними органами з серти-

фікації та контролю виробничих процесів операторів органічного виробництва [8].

Зведені статистичні дані по органічному виробництву ЄС розповсюджуються на сайті Євростату із забезпечен-ням єдиних правил доступу всім категоріям користувачів. Крім цього, з дворічною періодичністю публікуються окремі номери видання "Statistics in Focus", присвячені аналізу тенденцій розвитку зазначеного сектору в ЄС.

Отже, вивчений зарубіжний досвід може бути вико-ристаний в Україні як приклад ефективного налаго-дження діалогу між користувачами інформації, зацікав-леними в отриманні достовірних статистичних даних щодо поширення нових тенденцій в суспільстві, які сто-суються реалізації концепції сталого розвитку, та орга-нами статистики, покликаними забезпечувати централі-зоване збирання, опрацювання, аналіз, поширення, збереження, захист та використання статистичної ін-формації в різних сферах соціально-економічного життя суспільства. Зокрема, заслуговують на увагу такі вагомні напрацювання, як розроблення гармонізованого запи-тальника з питань органічного виробництва та викорис-тання єдиної комп'ютерної системи, яка значно спро-щує процес збору статистичних даних. Крім цього, важ-ливим є принцип рівного доступу всіх користувачів до інформації, ефективна реалізація якого також забезпечу-ється за допомогою використання програмного за-безпечення. Адже одночасно зі створенням норматив-но-правового забезпечення органічного виробництва в Україні доцільно розпочати формування статистичного забезпечення розвитку зазначеного сектору, що дозво-лить вітчизняній системі державної статистики опера-тивно реагувати на зміни в економічному середовищі та потреби користувачів у достовірній статистичній інфор-мації з питань органічного виробництва.

1. Access to European Union law [Electronic resource]. – Access mode: <http://eur-lex.europa.eu> – Screen title. 2. Official site of the Research Institute of Organic Agriculture [Electronic resource]. – Access mode: <http://www.fibl.org/en/homepage.html> – Screen title. 3. Official site of the International Federation of Organic Agricultural Movements [Electronic resource]. – Access mode: <http://www.ifoam.org> – Screen title. 4. Кобець М.І. Органічне землеробство у контексті сталого розвитку // М.І. Кобець. – Публікація в рамках проекту ПРООН UKR/00/005. "Аграрна політика для людського розвитку". – Травень, 2004(5). – 22 с. 5. Корніцька О.І. Еколого-економічне оцінювання виробництва органічної продукції // О.І. Корніцька. – Агроєкологічний журнал. – №1. – 2009. – С. 66-68. 6. Пропозиції Президента до Закону "Про органічне виробництво" [Електронний ре-сурс]. – Режим доступу: http://gska2.rada.gov.ua/pls/zweb_n/webproc4_1?id=&pf3511=38338 7. Офіційний сайт ТОВ "Органік стан-дарт" [Електронний ресурс]. – Режим доступу: <http://www.organicstandard.com.ua> – Назва з титул. екрана. 8. Official site of the Eurostat [Electronic resource]. – Access mode: <http://ec.europa.eu/eurostat> – Screen title.

Надійшла до редколегії 01.07.11

УДК 311.14

А. Чорний, канд. екон. наук,
Київський національний торговельно-економічний університет

МОДЕЛЮВАННЯ ЛАТЕНТНИХ ЗМІННИХ: РОЗВИТОК, СУЧАСНИЙ СТАН ТА ПЕРСПЕКТИВИ

В статті розглянуто основні етапи розвитку, сучасний стан і визначені подальші перспективи моделювання ла-тентних змінних як складової сучасної статистичної науки.

Ключові слова: латентні змінні, моделювання, перспективи розвитку.

В статье рассмотрены основные этапы развития, современное состояние и перспективы дальнейшего разви-тия моделирования латентных переменных как составной части современной статистической науки.

Ключевые слова: латентные переменные, моделирование, перспективы развития.

The article describes the main stages of development, current state and prospects of further development of latent variables modeling as an integral part of modern statistics.

Keywords: cryptic variables, modelling, perspectives of development.

Протягом останніх 60 років набула значного розви-тку методологія моделювання латентних змінних (*latent*

variable modeling – LVM) як складова частина багатови-мірного статистичного аналізу. Її поширення у соціаль-

но-економічних науках пояснюється можливістю концептуалізації, розроблення і дослідження складних багатовимірних моделей, що теоретично і практично представляють фактори та структурні зв'язки, які є основою розвитку суспільних явищ і процесів.

Історія розвитку окремих складових даної методології, зокрема факторного аналізу, достатньо повно викладена в ряді праць [4, 5]. При цьому головна увага приділялася або окремим елементам, або дослідження охоплювало тільки певний період. В той же час відсутні праці, які б надали можливість всебічно охарактеризувати розвиток і на основі такого дослідження визначити основні напрями майбутнього розвитку цієї галузі статистичної науки.

Розвиток методології моделювання латентних змінних, виділення його основних етапів, розкриття поточних проблем та окреслення подальших перспектив становить **мету** даного дослідження.

Моделювання латентних змінних пройшло значний шлях від найпростіших ідей та методів до потужного математики-теоретичного апарату дослідження найскладніших соціально-економічних явищ та процесів. На сьогоднішній день ця методологія займає важливе місце у статистичній науці і продовжує розвиватись.

Згідно П. Благушу, як моделі з латентними змінними розглядаються: "сукупність статистичних моделей, які описують і пояснюють спостережувані дані їх залежністю від не спостережуваних властивостей, які можуть бути сконструйовані за допомогою певних математичних методів" [1, с. 21].

В розвитку моделей латентних змінних можна виділити кілька етапів, кожний з яких мав свої особливості.

Перший етап – концептуального становлення. Походження факторного аналізу може бути прослідковано від творів Гальтона. З 1890 р. в статистичних дослідженнях Гальтона бере активну участь видатний математик К. Пірсон, який математизував та істотно розвинув статистичні ідеї Гальтона. Йому належить перша робота, присвячена методу головних компонент, що був розроблений для вирішення проблеми вимірювання узагальнених факторів в антропометрії. Важливим етапом у розвитку статистичних методів стало заснування К. Пірсоном 1900 р. журналу "Biometrika". Це відкрило шлях для процесу прикладного застосування статистичних методів.

Того ж часу починає свої дослідження Ч. Спірмен. Фактично, сам термін "факторний аналіз", як і названа галузь статистики, з'явився в роботі Ч. Спірмена при дослідженні структури розумових здібностей.

В своїй статті [10] він доводив, що всі тести інтелекту виявляють один генеральний фактор інтелекту (G-фактор) і ряд специфічних (S-фактори). Теорія Спірмена полягала у тому, що взаємні кореляції між тестами розумових здібностей викликані дією фактора "загальних здібностей", спільного для всіх тестів і фактором "специфічних здібностей", пов'язаного з кожним тестом окремо.

Співвідношення між латентною змінною і спостережуваними ознаками-індикаторами, що її представляють, подається на основі загальної факторної моделі в сучасній нотації згідно [4], як:

$$Y_{ij} = \lambda_i \eta_j + \varepsilon_{ij},$$

де η_j – латентна змінна або загальний фактор, що представляє досліджуваний конструкт, λ_i – факторні навантаження (зв'язки) і ε_{ij} – специфічний фактор (помилка моделювання).

Праці Ч. Спірмена та інших утворили так звану британську школу факторного аналізу. У 30 роки

XX сторіччя увага приділялася до робіт Л. Терстоуна, який визначив основні проблеми даної галузі та ввів принцип простої факторної структури. В цей же час важливі роботи були виконані Г. Хотеллінгом, який запропонував сучасне трактування методу головних компонент [11].

Другий етап – теоретичного розвитку окремих методів. У 50-ті р. XX ст. виникає дві школи факторного аналізу: психометрична та статистична. Психометрична школа зосереджувала головну увагу на факторній структурі сукупності тестів у прикладних дослідженнях.

На відміну, статистична школа розглядала набір тестів як фіксовану сукупність, і головну увагу приділяла висновкам щодо досліджуваних індивідумів як представникам гіпотетичної сукупності. Також у психометричному підході постулювалося існування незначної кількості головних факторів і великого числа неістотних, незначних факторів, в той час як статистична школа виділяла незначну кількість головних факторів відносно числа тестів. В цей час існувала проблема визначення кількості факторів і оцінювання параметрів – факторних навантажень, адже факторний аналіз був запропонований задовго до того як теоретична статистика надала відповідний інструментарій.

Впродовж початку розвитку факторний аналіз був методикою призначеною виключно для досліджень. В [7] було запропоновано підхід за якого значення деяких параметрів встановлюються наперед. Це дозволило перевіряти гіпотези щодо структури зв'язків і призвело до створення підтверджуючого факторного аналізу. За нього вирішується проблема неоднозначності факторних навантажень і наявні критерії статистичної перевірки висунутих гіпотез.

Існування латентних змінних в економетрії розглядалося з самого початку. Двома важливими типами таких змінних є помилки вимірювання та помилки специфікації в рівняннях. Латентна змінна виступає в рівнянні регресії як невідома величина, що вміщує в себе прояв всіх факторів, не включених до моделі. Дослідження цієї величини відомої як збурення або помилки моделі є важливою складовою аналізу економетричної моделі. Подальший розвиток розпочався із запровадженням складних моделей, побудова яких вимагає створення систем рівнянь.

Третій етап – теоретичного об'єднання і практичного застосування при дослідженні реальних соціально-економічних процесів. Необхідність розроблення методологічного апарату, який би одночасно задовольняв вимоги психометрії, соціології та економетрії стала наочною наприкінці 60-х р.р. XX сторіччя. Головну роль у розробленні загальних підходів зіграла роботи економетриста А. Голдбергера, який визначив головні спільні риси методів цих дисциплін [6].

Об'єднання таких моделей із моделями підтверджуючого факторного аналізу дозволило К. Йореско [7], розробити модель лінійних структурних рівнянь з латентними змінними (*Linear Structural Relationships – LISREL*). За основу було покладено коваріаційну матрицю між спостережуваними ознаками, за якою визначається система структурних рівнянь, що дозволяє відтворити структуру зв'язків у матриці. Неможливість застосування в багатьох реальних задачах звичайного методу найменших квадратів спонукала до розвитку методів оцінювання параметрів рівнянь. Одним з основних методів оцінювання моделей з латентними змінними став обґрунтований Д. Лоулі метод найбільшої правдоподібності [2]. Його практичне застосування було обмежене обчислювальними причинами: складність потрібних розрахунків не дозволяла здійснювати їх для

великого обсягу даних, а можливості обчислювальної техніки були досить обмеженими.

Ці проблеми було вирішено К.Йореско шляхом використання спеціальних алгоритмів для отримання оцінок коефіцієнтів за методом найбільшої правдоподібності. Назва створеного для цього програмного забезпечення [8] стала синонімом самого підходу моделювання.

Практичне застосування моделей призвело до виявлення ряду проблем, як прикладного, так і методологічного характеру. Основними з них є наступні: нелінійність зв'язків між латентними змінними; включення до моделей якісних ознак; адекватність методів оцінювання параметрів моделей даним досліджуваних процесів; вибір виду зв'язків між латентними і спостережуваними змінними; неоднорідність сукупностей, за якими досліджуються моделі; особливості застосування в конкретних прикладних дослідженнях.

Необхідність їх вирішення призвела до подальшого, *четвертого* і поточного етапу розвитку, – теоретичного і практичного узагальнення та подальшого розвитку. В останні 15 років відбувається подальший розвиток методології, що, власне, і отримала узагальнюючу назву "моделювання латентних змінних". Ця методологія містить моделювання структурними рівняннями в свою чергу, як складову, і ґрунтується на концептуальному визначенні латентної змінної як такої, для якої не існує вибіркової реалізації щонайменше для окремих спостережень у даній вибірці [3, с. 612]. В цей період здійснено як теоретичні узагальнення і розробки методологічного характеру [9], так і визначено практичні шляхи вирішення ряду проблем [4]. Подальший розвиток методів оцінювання та критеріїв перевірки адекватності моделей дозволило узагальнити ряд методів статистичного аналізу, що істотно поглиблює рівень розуміння соціально-економічних явищ при їх застосуванні.

УДК 311.216

I. Vasylichenko,
Taras Shevchenko National University of Kyiv

IMPLEMENTATION OF MONTE CARLO METHOD IN OPTION VALUATION USING STATISTICAL PROGRAMMING LANGUAGE R

Автором детально розглянуто теорію методу Монте Карло та здійсненої практичну реалізацію засобами статистичної програмної мови R для європейських опціонів випущених на індекс DAX.

Ключові слова: метод Монте Карло, оцінка, вартість, опціони, мова R.

Автором детально рассмотрено теорию метода Монте Карло и проведено ее практическую реализацию средствами статистического программного языка R для европейских опционов, выпущенных на индекс DAX.

Ключевые слова: метод Монте Карло, оценка, стоимость, опционы, язык R.

Author thoroughly examines Monte Carlo method theory and then implements it using statistical programming language R for European DAX option.

Keywords: Monte Carlo method, valuation, options, R language.

Recent decades global financial markets were followed by rapid growth of credit derivatives' turnover. A vast variety of products are present at the market, giving private and institutional investors ability to flexibly hedge their operations against different types of risks, which may contain interest rate and exchange rate exposures, uncertainty in future level of underlying asset's (stocks, commodities) prices etc.

Although, trading derivatives should be carried out carefully, while it can bring together with incomes considerably big losses, especially if a highly leveraged capital was used. In order to minimize operational losses and to prevent possible arbitrage opportunities, precise and adequate tools for pricing derivatives are in need.

Considerable amounts of research were dedicated to this question, which led to development of diverse

На сучасному етапі розвитку до моделей латентних змінних відносять наступні: моделі головних компонент; моделі розвідувального та підтверджуючого факторного аналізу; моделі структурних рівнянь з латентними змінними; розширені моделі з взаємодією екзогенних ознак і латентні моделі динаміки. Їх використання дозволяє здійснювати дослідження широкого кола складних соціально-економічних явищ і процесів.

В статті досліджено історію розвитку методології моделювання латентних змінних, визначено його основні етапи, визначено головні сучасні проблеми. Визначення шляхів вирішення цих проблем дозволить отримати подальший розвиток цій методології, що створює передумови для глибшого теоретичного розуміння та більш ефективного практичного аналізу при дослідженні економічних категорій.

1. Благуш П. Факторный анализ с обобщениями / П. К. Благуш – М.: Финансы и статистика, 1989. – 248 с. 2. Лоули Д. Максвелл А. Факторный анализ как статистический метод : Пер. с англ. / Лоули Д., Максвелл А. – М. : Мир, 1967. – 144 с. 3. Bollen K.A. Latent Variables in Psychology and the Social Sciences // Annual Review of Psychology. – 2002. – V.53. – P.605-643. 4. Bartholomew, D. J. Latent variable models and factor analysis. – New York: Oxford University Press. – 1987 – p. 232. 5. Factor Analysis at 100: Historical Developments and Future Directions // R. Cudeck, R.C. MacCallum (Editor). – Lawrence Hill. – 2007. – p. 389. 6. Goldberger A. S. Structural equation methods in the social sciences. // Econometrica – 1972, Vol. 40 – p. 979-1002. 7. Joreskog K.G. A general approach to confirmatory maximum likelihood factor analysis. // Psychometrika – 1969, Vol. 3. – p. 183-202. 8. LISREL 8.8 [Computer program / Windows]. – Режим доступу : <http://www.ssicentral.com/lisrel/downloads.html> (27 лютого 2011). 9. Muthen, B. BEYOND SEM: GENERAL LATENT VARIABLE MODELING // Behaviormetrika – 2002, Vol.29, No.1. – p. 81-117 10. Spearman C. General intelligence, objectively determined and measured // American Journal of Psychology. – 1904, Vol. 15, N. 2. – P. 201-293. 11. Hotelling, H. Analysis of a complex of statistical variables into principal components, Journal of Educational Psycholog. – 1933. Vol. 24. – p. 417-441.

Надійшла до редколегії 01.07.11

methodologies. Some of them, based on financial theories and relatively strict assumptions, give closed-form solutions (e.g. Black-Scholes model), while others are rather numerical methods like binomial option pricing model (Cox, Ross-Rubinstein), neural networks algorithm or Monte Carlo method.

Latter has proved itself as a good approach in valuation of derivative securities and a lot of researches were focused on this question by such a scientists as John C. Hull, Alan White, Michael C. Fu, Jian-Qiang Hu, John R. Birge, Christian P. Robert, George Casella, George M. Jabbour, Yi-Kang Liu.

Throughout the paper we would like to discuss the main idea of Monte Carlo simulation approach and then move to practical implementation in programming environment R. Finally, using some real data of European options

© Vasylichenko I., 2011

calculate respective prices and compare them with the results of Black-Scholes model.

Monte Carlo method is a simulation technique that, with the use of random numbers and probability, can give solutions to a problem in case it is infeasible or impossible to compute an exact result with a deterministic algorithm. This method was devised by Stanislaw Ulam and John von Neumann in 1940s during their work in nuclear weapon projects and was primarily intended to help them with their experiments in physics. Later on it became widely used in mathematics (e.g. evaluation of definite integrals) and in variety of fields where modeled phenomena have significant uncertainty of inputs (such as risk modeling in business).

One of the first applications of this idea to derivative's pricing was done by Phelim Boyle in 1977. In that particular case these were European options, however later on Monte Carlo method appeared to be especially useful in valuation of exotic options (e.g. Asian options, Barrier options, American options).

This simulation is classified as a sampling method because the inputs are randomly generated from probability distributions to simulate the process of sampling from an actual population.

To explain given statement, let us first consider the case of a general random variable x , whose expected value $E[x] = \mu$ and variance $Var[x] = \sigma^2$ are unknown. We are interested in finding these values and we are able to generate independent samples of x using some pseudo-random number generator.

From the Law of Large Numbers we know, that computing average value of relevantly large number of samples can give us quite a good approximation to the needed unknown parameter $E[x] = \mu$. So, for example, given the independent random variables $x_1, x_2, x_3, \dots, x_n$ identically distributed with x , the value

$$\mu_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$$

can be a good approximation to μ . It is easy to see that this estimator is unbiased (while $E[\mu_n] = \mu$). Following this we can estimate variance, using estimated value μ_n :

$$\sigma_n^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \mu_n)^2}{n}$$

Or for nonbiased case:

$$\sigma_n^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \mu_n)^2}{n-1}$$

Following Central Limit Theorem, we can state that:

$$\sqrt{n} \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i - \mu \right) \xrightarrow{d} N(0, \sigma^2)$$

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i - \mu \xrightarrow{d} N\left(0, \frac{\sigma^2}{n}\right)$$

$$\mu_n - \mu \xrightarrow{d} N\left(0, \frac{\sigma^2}{n}\right)$$

As a result we can build a 95% confidence interval for unknown parameter μ :

$$P\left(\mu_n - \frac{1,96\sigma}{\sqrt{n}} \leq \mu \leq \mu_n + \frac{1,96\sigma}{\sqrt{n}}\right) = 0,95$$

Or replacing unknown σ with an estimated value σ_n we receive interval in which unknown value μ lies with probability 95%:

$$\left[\mu_n - \frac{1,96\sigma_n}{\sqrt{n}}; \mu_n + \frac{1,96\sigma_n}{\sqrt{n}} \right]$$

This analysis gives us some basic notion about Monte Carlo method for approximating unknown parameter μ . Firstly we take n independent samples and calculate μ_n . Then by calculating σ_n we can build confidence intervals of the true parameter μ . As far as the number of samples n grows, the more shrinks the confidence interval.

Similarly looks the problem of evaluating definite integral. Monte Carlo approach can help us to find solution, especially if closed-form formula is hard to compute or even does not exist.

To illustrate it, let us assume that we need to calculate such an integral:

$$I_g = \int_A g(x) f(x) dx$$

where $g(x)$ is an arbitrary function and $f(x)$ is some density function. Basically this integral is a mean $E[g(x)]$, where x is distributed with probability density function $f(x)$ over a support A .

Analogously to previous example, this integral can be evaluated by generating n sample values of x_i having probability density function $f(x)$, then finding correspondent values $g(x_i)$ and averaging them to produce the Monte Carlo estimate:

$$\hat{I}_g = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n g(x_i)$$

This results in such an unbiased variance estimator:

$$\hat{\sigma}_b^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (g(x_i) - \hat{I}_g)^2$$

and in the same way, Central Limit Theorem together with the Law of Large numbers shows us that:

$$\hat{I}_g - I_g \xrightarrow{d} N\left(0, \frac{\sigma^2}{n}\right)$$

Our error $\hat{I}_g - I_g$ of Monte Carlo integral value estimate is also approximately normally distributed with mean 0 and variance $\frac{\sigma^2}{n}$, while latter converges to zero with a growing sample size n .

Now we are ready to move on to option valuation with the help of Monte Carlo simulation. Further on we would talk about European call options, while they are quite a good basic example, however similar logic is applicable to more complex derivative products as American, Exotic options etc.

Option value of a European call at the present point of time is the discounted payoff that we would receive at the time of maturity and we can write it down as [5]:

$$C(S, \tau) = e^{-r\tau} E[\max(0, S_\tau - K) | S_t = S]$$

Where τ – time to maturity, r – risk-free rate, S_τ – stock price at the maturity time, K – option's strike price and S_t denotes the spot price at the given point of time.

Considering the fact, that conditional distribution of S_τ given $S_t = S$ is lognormal with parameters $\log(S) + \left(b - \frac{1}{2}\sigma^2\right)\tau$ and $\sigma^2\tau$, the above expectation we can rewrite in terms of integral in such a way:

$$C(S, \tau) = e^{-r\tau} \int_0^\infty \max(0, x - K) \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2\tau}} \exp \left\{ -\frac{\left[\log x - \left\{ \log S + \left(b - \frac{1}{2}\sigma^2\right)\tau \right\} \right]^2}{2\sigma^2\tau} \right\} dx$$

As one can see, this integral looks close to that we have been speaking about a previously: given the payoff function

$$g(x) = \max(0, x - K) \text{ and correspondent probability density function } f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2\tau}} \exp \left\{ -\frac{\left[\log x - \left\{ \log S + \left(b - \frac{1}{2}\sigma^2\right)\tau \right\} \right]^2}{2\sigma^2\tau} \right\}.$$

Thus it can be evaluated with the use of Monte Carlo.

Our algorithm can be described with such sequence of steps:

- generate n random sample values $z_i \sim N(0, 1)$;
- calculate respective stock price at the maturity time

$$S_\tau^i = S_0 e^{\left(r - \frac{\sigma^2}{2}\right)\tau + \sigma\sqrt{\tau}z_i} \quad [5];$$

- find discounted payoff with given stock price $C_i = e^{-r\tau} \max(0, S_\tau^i - K)$;

- calculate the expected value $\hat{C}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n C_i$, which

would be our estimator for the price of the option at the present point of time.

Above presented steps can be nicely calculated with the use of statistical programming language R. Latter gains recently a lot of attention and popularity among scientists and statisticians, while it is light and free-to-use environment.

Functions that we would need are included in fOptions package which belongs to the R-metrics project [9].

Firstly we enter our input values that describe option, whose price we want to estimate (we consider that there are 252 trading days in a year):

```
S <- 4948.5; K <- 4850
Time <- 0.02778; sigma <- 0.17529; r <- 0.02091
delta.t <- 1/252; pathLength <- floor (Time/delta.t)
```

Next, we generate samples of random numbers z_i that would drive the movement of our stock price till the maturity time. In this code *morm.pseudo* generator is applied, that gives us normal pseudo numbers, however, also low-discrepancy sequences can be used like Sobol or Halton, which would result in quasi-Monte Carlo method [4].

```
Innovations = function(mcSteps, pathLength, init) {
  innovations = rmnorm.pseudo(mcSteps, pathLength, init)
  innovations
}
```

Recalling the formula $S_\tau^i = S_0 e^{\left(r - \frac{\sigma^2}{2}\right)\tau + \sigma\sqrt{\tau}z_i}$ we

are ready to write down the function that would calculate the random stock price paths:

```
wienerPath = function(random_sample) {
  path = (r-sigma*sigma/2)*delta.t +
  sigma*sqrt(delta.t)*random_sample
  path
}
```

Also we need a function to calculate our payoffs for every single path the stock price goes. While in this paper we consider European calls, resulted code would look somehow like this:

```
plainVanillaPayoff = function(path) {
  ST = S*exp(sum(path))
  payoff = exp(-r*Time)*max(ST-K, 0)
  payoff
}
```

Now we move to the core function from this package, which actually integrates all previous procedures together and calculates the whole Monte Carlo mechanism.

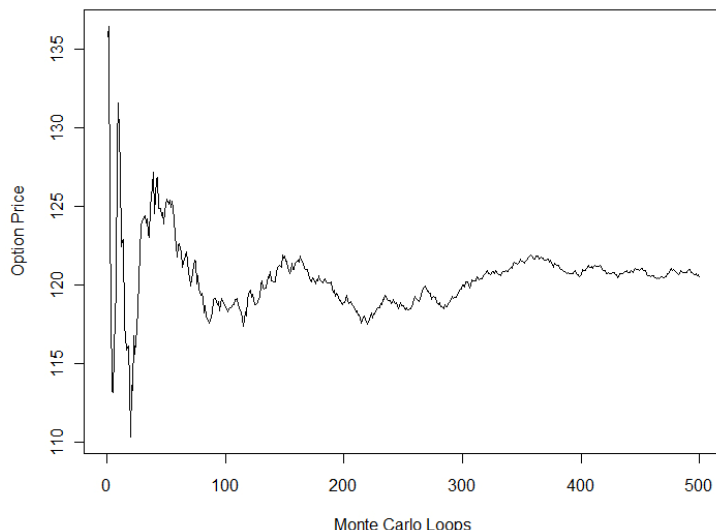
```
mc = MonteCarloOption(delta.t = delta.t, pathLength =
  pathLength, mcSteps = 5000, mcLoops = 1000, init =
  TRUE, innovations.gen = Innovations, path.gen =
  wienerPath, payoff.calc = plainVanillaPayoff, antithetic =
  TRUE, standardization = FALSE, trace = TRUE)
```

In each loop random stock price paths are generated (*mcSteps* in total) using standard normal random samples z_i we have drawn previously (called "innovations" in the code). Payoffs are calculated for each of these paths, then they are averaged and we get the option price for this single loop. Such an algorithm is performed *mcLoops* times, and the final option price would be the average of the option price estimations obtained in each of the loops.

Parameter *antithetic* corresponds to the usage of antithetic variates method. Normally the error has a square root convergence $\frac{\sigma}{\sqrt{n}}$ speed, which leads to a need of

large number of sample paths in order to get significantly small errors. In order to overcome this problem antithetic variates are used to reduce the variance that results in a less number of simulations needed [1].

The evolution of the option price, depending on the number of loops already processed, can be illustrated with the *Plot.1*. One can observe, that the more loops we execute, the more option price converges to the true value.



Plot.1. European DAX call option price evolution

In order to conduct comparison of this simulation technique with Black-Scholes model we took some real data, which was provided by the Center for Applied Statistics and Economics at the Humboldt University of Berlin [8]. Database contained several years of history of the European style DAX call options that were traded at the

EUREX stock exchange. Among them we have randomly chosen several to illustrate our question of interest.

For each of the options we calculated the Monte Carlo price with parameters $mcSteps=5000$, $mcLoops=1000$ and the Black-Scholes price. Detailed information about the options as far as calculated prices you can observe at the Table 1.

Table 1. Monte Carlo estimation of European DAX call options

Trading day	Volatility	Time to maturity	Strike price	Spot price	Risk-free rate	Monte Carlo price	Black-Scholes price
02.09.2005	0.14102	0.03889	4850	4832.11348	0.02091	44.61098	47.00066
06.09.2005	0.13631	0.12521	5000	4960.53858	0.02095	81.91368	82.99559
09.09.2005	0.12953	0.01944	4950	4989.02479	0.02092	56.68247	59.99555
12.09.2005	0.55742	0.01111	4400	5029.90874	0.02091	629.9472	631.9995
19.09.2005	0.24552	0.08889	4500	4873.86792	0.02093	402.7712	405.0027
21.09.2005	0.14271	0.08333	5000	4899.53358	0.02092	42.72371	43.49781
27.09.2005	0.15029	0.06667	4950	4967.98185	0.02097	89.12414	89.80347
30.09.2005	0.14321	0.05833	5200	5040.84716	0.02101	17.75148	18.98607

Selected options have different parameters such as time to maturity, volatility, strike price, spot price that resulted in differences between their prices. Comparing results from Black-Scholes model and Monte Carlo simulation we can summarize that latter has given us accurate values that are close to true ones and can serve as a good approximations.

1. Christian P. Robert, George Casella; Introducing Monte Carlo Methods with R, 2010, Springer; 2. Desmond J. Higham; An introduction to financial option valuation: mathematics, stochastics and computation, 2004,

Cambridge University Press; 3. George M. Jabbour, Yi-Kang Liu; Option pricing and Monte Carlo simulations, Journal of Business & Economics Research, Vol. 3, No. 9; 4. John R. Birge; Quasi-Monte Carlo approaches to option pricing, 1995; 5. Jürgen Franke, Wolfgang K. Härdle, Christian M. Hafner; Statistics of Financial Markets, Second Edition, 2008, Springer-Verlag Berlin Heidelberg; 6. Michael C. Fu, Jian-Qiang Hu, Sensitivity Analysis for Monte Carlo simulation of option pricing, Probability in the Engineering and Information Sciences, Vol. 9, No. 3, 1995; 7. Wolfgang Härdle, Torsten Kleinow, Gerhard Stahl; Applied Quantitative Finance, 2002, Springer, Berlin; 8. <http://www.case.hu-berlin.de/>; 9. <http://cran.r-project.org/web/packages/fOptions/>

Надійшла до редколегії 01.07.11

УДК 331:213.3:331

О. Горобець,
Феодосійська фінансово-економічна академія Київського університету ринкових відносин

СТАТИСТИЧНЕ МОДЕЛЮВАННЯ ПОКАЗНИКІВ ВІДТВОРЕННЯ НАСЕЛЕННЯ АВТОНОМНОЇ РЕСПУБЛІКИ КРИМ

За результатами моделювання показників відтворення населення визначено періоди формування демографічної ситуації в Криму. Зіставлення бета-коефіцієнтів дозволило оцінити внесок кожного фактора в результативний показник за різних періодів відтворення.

Ключові слова: природне відтворення населення, демографічні моделі, трендові моделі.

Построены модели, характеризующие общий прирост (снижение) численности населения региона (на примере Автономной Республики Крым) в зависимости от периода воспроизводства: устойчивого развития, кризисного состояния и улучшения. Рассчитано влияние каждого фактора в общий прирост (снижение).

Ключевые слова: природное воспроизводство населения, демографические модели, трендовые модели.

The modeling of general growth of Crimean population is done during three periods of reproduction process development: of the past development, crises state and the period of reproduction process improvement, every factor contribution into resulting process is given.

Keywords: natural reconstruction of the population, demographic forecast, trend model.

Взаємозв'язки між демографічними явищами та процесами, а, відповідно, і між параметрами демографічної

ситуації в регіоні належать до стохастичних, зокрема, кореляційних зв'язків, при яких зміна середнього значення

ня результативного показника зумовлюється зміною факторних параметрів. Отже, для дослідження демографічної ситуації доцільно використовувати кореляційний та регресійний методи аналізу, які призначені для кількісного визначення (оцінювання) та аналітичного відображення взаємозв'язків між результативними та факторними ознаками (багатофакторна кореляція та регресія).

Проблеми статистичного моделювання та прогнозування демографічних процесів, а також визначення їхнього впливу на соціально-економічний розвиток регіону досліджують А.М. Єріна [1], Т.І. Лумпова [2], І.І. Осипова [3], З.О. Пальян [4], В.І. Приймак [5], Д.В. Шиян [6].

Оцінювання об'єктивних взаємозв'язків між параметрами, що характеризують демографічну ситуацію в регіоні, є одним з найважливіших завдань демографічного дослідження. Воно дозволяє виявляти причинно-наслідкові зв'язки між показниками, які характеризують природний та міграційний рух населення, що дає можливість визначати, фактори стабілізації та покращення демографічної ситуації в регіоні.

Метою статті є оцінка впливу факторів відтворення населення на загальний приріст (скорочення) чисельності населення Автономної Республіки Крим.

У сучасній статистиці демографічні моделі використовуються:

1) для отримання кількісних характеристик демографічних процесів та явищ. Особливе значення ці моделі мають при визначенні узагальнюючих характеристик інтенсивності демографічних процесів (середня тривалість життя, нетто-коефіцієнт відтворення населення та ін.), які є ендогенними змінними відповідних демографічних моделей, що є основою демографічних таблиць;

2) для вивчення закономірностей та факторів демографічних процесів при виявленні зв'язку між складовими моделями, кількісного оцінювання виявлених зв'язків та залежностей і перевірки гіпотез. В демографічній статистиці метод моделювання є одним з головних методів виявлення та аналізу причинно-наслідкових зв'язків та інших залежностей;

3) для демографічного прогнозу – при визначенні майбутніх тенденцій окремих демографічних процесів

та їхніх кількісних характеристик на перспективу, а також при перспективних розрахунках чисельності та складу конкретного населення;

4) для поточних та ретроспективних демографічних розрахунків за відсутності або недостовірності показників статистики населення;

5) для визначення характеру збирання та оброблення інформації про населення.

Демографічна модель є абстрактною математичною моделлю, яка охоплює всі категорії населення відповідно до визначених обмежень.

Проведений кореляційний аналіз дозволив виявити ті фактори соціально-економічного розвитку АРК, які найбільше впливають на демографічні показники населення. Щільний прямий кореляційний зв'язок виявлено між загальним коефіцієнтом приросту населення та показниками: міграційним приростом (зменшенням) кількості населення, наявністю шкідливих речовин в атмосферному повітрі, нетто-коефіцієнтом відтворення та сумарним коефіцієнтом народжуваності. Обернений зв'язок встановлено між загальним відтворенням та показниками: кількістю сільського населення, рівнем забезпеченості населення житлом, коефіцієнтом смертності та середнім віком населення.

За результатами побудови інтегрального показника демографічної ситуації виділено такі періоди розвитку процесу відтворення населення Автономної Республіки Крим: період сталого розвитку відтворення населення; період кризового стану розвитку відтворення; період стабілізації відтворення населення.

Саме за цими періодами проведено моделювання загального приросту (зменшення) чисельності населення Криму. Для кожного визначеного (конкретного) періоду вибрано вихідні дані, створені кореляційні матриці взаємозв'язку між показниками, визначено факторне навантаження. Відсутність мультиколінеарності підтверджується значенням коефіцієнтів парної кореляції між результативною ознакою (загальним приростом (скороченням) населення регіону) та факторами, що включені до моделей (таблиця 1).

Таблиця 1. Значення парних коефіцієнтів кореляції між загальним приростом (скороченням) чисельності населення (Y_x) Автономної Республіки Крим та факторними ознаками

Назва факторної ознаки	Умовне позначення	Коефіцієнти кореляції за періоди розвитку відтворення населення		
		сталий розвиток (1970-1991 рр.)	кризовий стан (1992-1999 рр.)	період стабілізації (2000-2009 рр.)
Кількість народжених дівчаток, тис. осіб	X_1	-0,78	x	x
Кількість народжених хлопчиків, тис. осіб	X_2	-0,75	x	x
Демографічне навантаження, осіб на 1000 населення	X_3	0,74	x	x
Очікувана тривалість життя при народженні чоловіків, роки	X_4	x	0,68	x
Індекси інвестицій в основний капітал у житлове будівництво, % до попереднього року	X_5	x	0,29	x
Кількість лікарняних ліжок, на 10000 населення	X_6	x	0,45	x
Сільське населення в загальній чисельності наявного населення, %	X_7	x	x	-0,78
Кількість зареєстрованих шлюбів на 1000 жителів	X_8	x	x	0,70
Кількість зареєстрованих розлучень на 1000 жителів	X_9	x	x	-0,45

Джерело: Складено автором самостійно

На цій основі за певні роки побудовано такі багатофакторні моделі загального приросту (скорочення) чисельності населення регіону Автономної Республіки Крим (Y_x):

– для періоду сталого розвитку відтворення населення (1970-1991 рр.)

$$\ln(Y_x) = -756,13 + \ln(X_3) - 14,808 \times X_2 + 142,467 \times \ln(X_2);$$

– для періоду кризового стану відтворення населення (1992-1999 рр.)

$$Y_x = -30052,6 + 244 \times X_4 + 1,2 \times X_6 + \frac{913945,4}{X_5} + \frac{4846,1}{X_6};$$

– для періоду стабілізації відтворення населення (2000-2009 рр.)

$$Y_x = -8534,89 + 233,69 \times X_7 - e^{X_7} + e^{X_9} - 0,19 \times e^{X_9}.$$

При оцінюванні статистичної надійності вказаних моделей розраховано статистичні характеристики рівнянь (таблиця 2).

Таблиця 2. Статистичні характеристики рівнянь

Назва статистичної характеристики	Періоди розвитку відтворення населення регіону на прикладі АРК		
	сталий розвиток (1970-1991 рр.)	кризовий стан (1992-1999 рр.)	період стабілізації (2000-2009 рр.)
1. Множинне кореляційне відношення	0,9902	0,9817	0,9983
2. Коефіцієнт детермінації	0,9805	0,9636	0,9965
3. F-критерій Фішера (рівень значущості)			
3.1. розрахунковий	213,93	19,86	285,44
3.2. табличний	2,96	19,25	6,39
4. Середня помилка апроксимації, (S), ‰	0,8077	3,4096	0,2909
5. Циклічний коефіцієнт автокореляції залишків (Критерій Дарбіна-Уотсона d)			
5.1. розрахунковий	1,74	2,57	2,85
5.2. табличний	(1,05; 1,66)	(0,37; 2,29)	(0,46; 2,13)
6. Рівень істотності (t-критерій Стюдента)			
6.1. розрахунковий	7,715	3,891	10,821
6.2. табличний	2,110	3,183	2,776

Джерело: Складено автором самостійно

Дані таблиці 3.13 свідчать, що моделі мають високі та надійні характеристики. Вважається, що значення середньої помилки апроксимації (стандартної помилки) не повинно перевищувати 12-15% середнього значення результативного показника [7; с. 355]. Результати розрахунків наведених показників для моделей вказують на сильну ($R^2 > 0,75$) залежність між відкликами та предикторами. Із значень коефіцієнтів детермінації слідує, що включені у модель фактори на 99-96% визначають рівень загального приросту (скорочення) чисельності населення регіону і лише максимум 4% – невраховані фактори (і щонайбільше 4% є неврахованими факторами). Побудовані регресії адекватно описують взаємозв'язок між результативною та факторними ознаками, вільний член є статистично значущим. Статистикою Дарбіна-Уотсона характеризується наявність чи відсутність серіальної кореляції (залежності) між залишками для сусідніх спостережень. Критерії значущості у множинній регресії допускають, що дані є випадковою вибіркою із незалежних спостережень (розрахункові значення F-критерію Фішера та t-критерію Стюдента більше табличних. Розрахунки свідчать про те, що статистика Дарбіна-Уотсона має досить велике значення у всіх трьох випадках при помірній серіальній кореляції. Це свідчить про відсутність залежності спостережень, тобто можна казати про достатню стійкість деяких значень коефіцієнтів регресії, або про високу адекватність моделей досліджуваному явищу.

Висновки

За результатами моделювання показників відтворення населення визначено періоди формування демографічної ситуації в Криму:

1. 1970–1991 рр. характеризуються зменшенням кількості народжених хлопчиків на 1 %, що приводило до зменшення загального приросту населення на 14,8 %, і водночас зростання загальної чисельності населення республіки на 0,6 % було результатом збільшення демографічного навантаження на 1 %.

2. Період 1992–1999 рр. характеризується збільшенням на 1 % очікуваної тривалості життя чоловіків при народженні, а також кількості лікарняних ліжок, що відбилося на зростанні загального приросту населення Криму.

3. Сучасний період характеризується зменшенням кількості зареєстрованих розлучень на 1 %, що призведе

ло до загального зменшення населення на 0,2 %, а зміна частки сільського населення в загальній чисельності населення привела до значного загального приросту населення Криму.

Зіставлення бета-коефіцієнтів дозволило оцінити внесок кожного фактора в результативний показник за різних періодів відтворення, а також встановити, що більшою мірою впливають:

– в період сталого розвитку відтворення населення – кількість народжених хлопчиків;

– в період кризового стану розвитку відтворення населення – очікувана тривалість життя при народженні чоловіків;

– в період стабілізації відтворення населення – частка сільського населення в загальній чисельності наявного населення.

Таким чином, в результаті дослідження доведено, що щільний прямий кореляційний зв'язок існує між приростом (зменшенням) населення АР Крим і рівнем смертності, віком населення та міграційними процесами; а обернений зв'язок – із тривалістю життя чоловіків, демографічним навантаженням і криміногенною ситуацією.

1. Єріна А.М. Статистичне моделювання та прогнозування: навч. посібник [Текст] / Київський національний економічний ун-т. – К.: КНЕУ, 2001. – 170 с. : рис. – ISBN 966-574-209-4. 2. Лумпова Т.І. Сучасні напрямки створення інтегрованих інформаційних систем у статистиці [Текст] / Т.І. Лумпова // Статистика України. – 2006. – №1. – С. 76 – 82. 3. Осипова І.І. Розвиток системи проведення вибіркового обстеження населення. Нові напрями досліджень соціальних проблем [Текст] / І.І. Осипова // Проблеми статистики. Збірник наукових праць Науково-технічного комплексу статистичних досліджень / [ред. кол. Васечко О.О. та ін.]. – К.: ДП "Інформаційно-аналітичне агентство", 2007. – Вип. 8. – С. 125 – 132. – ISBN 978-966-2142-22-8. 3. Пальян З.О. Статистична оцінка демографічних перспектив регіонів України [Текст] / З.О. Пальян // Проблеми статистики. Збірник наукових праць Науково-технічного комплексу статистичних досліджень / [ред. кол. Васечко О.О. та ін.]. – К.: ДП "Інформаційно-аналітичне агентство", 2007. – Вип. 8. – С. 170 – 174. – ISBN 978-966-2142-22-8. 4. Приймак В.І. Математичні методи економічного аналізу: навч. посіб. [для студ. вищ.навч. закл.] [Текст] / В.І. Приймак. – К.: Центр учбової літератури, 2009. – 296 с. – ISBN 978-966-364-847-7. 5. Шиян Д.В. Нові методи аналізу динамічних рядів та рівня ризику [Текст] / Д.В. Шиян // Статистика України. – 2008. – №3. – С. 65 – 70. 6. Шмойлова Р.А., Минашкин В.Г., Садовникова Н.А., Шувалова Е.Б. Теорія статистики: учебник для студ. экон. спец. вузов [Текст] / [Римма Александровна Шмойлова (ред.)]. – 5-е изд. – М.: Финансы и статистика, 2007. – 655 с. – Библиогр.: в конце глав. – ISBN 978-5-279-032-95-2.

Надійшла до редколегії 01.07.11

УДК 657.1:336.67

О. Іваненко,
Київський національний університет імені Тараса Шевченка

МЕТОДИЧНЕ ЗАБЕЗПЕЧЕННЯ АНАЛІЗУ ЕФЕКТИВНОСТІ АКТИВНИХ ОПЕРАЦІЙ КРЕДИТНИХ СПІЛОК

Розроблено методичне забезпечення аналізу ефективності активних операцій кредитних спілок шляхом оцінювання впливу економічних параметрів діяльності кредитної спілки на бальну оцінку. Здійснено позиціонування кредитних спілок і встановлено вплив чинників на рейтинг кредитної спілки.

Ключові слова: кредитні спілки, споживчий кредит, ризики, рейтинг кредитних спілок, ефективність кредитування, дохідність споживчого кредитування.

Разработано методическое обеспечение анализа эффективности активных операций кредитных союзов путем оценивания влияния экономических параметров деятельности кредитного союза на балльную оценку. Осуществлено позиционирование кредитных союзов и установлено влияние факторов на рейтинг кредитного союза.

Ключевые слова: кредитные союзы, потребительский кредит, риски, рейтинг кредитных союзов, эффективность кредитования, доходность потребительского кредитования.

The methodical providing of analysis of efficiency of active operations of credit unions is developed by the evaluation of influence of economic parameters of activity of credit union on a ball estimation. Keeping of credit unions is carried out and influence of factors is set on rating of credit union.

Keywords: credit unions, consumer credit, risks, rating of credit unions, efficiency of crediting, profitability of the consumer crediting.

Методом аналізу активних операцій кредитної спілки є комплексне органічно пов'язане дослідження активних операцій кредитної спілки з використанням статистичних, економіко-математичних, облікових та інших способів обробки інформації. Діюча система оцінювання ефективності діяльності кредитних спілок недосконала і не відповідає сучасним вимогам щодо учасників ринку фінансових послуг. Це виявляє слабкий рівень організації аналізу активних операцій, недосконалисть методичного забезпечення економічного аналізу активних операцій кредитних спілок. Тому постає проблема вирішення цих питань науково обґрунтованими методами для використання їх в практичній діяльності кредитних спілок.

Дослідженню аналізу ефективності активних операцій кредитних спілок присвячено праці вчених-економістів: О.О. Гончаренко [5], О.І. Гриценко [1], Р.Р. Коцовської [2], О.І. Мешко [4,5], О.Л. Рудої [6].

Метою статті є розроблення методичного забезпечення оцінювання ефективності активних операцій кредитних спілок з використанням статистичних та економіко-математичних методів і моделей, які включають попередній статистичний аналіз даних та побудову кроковим методом парних та множинних моделей, що описують зв'язки між бальною оцінкою кредитної спілки та факторними економічними характеристиками, що дозволяє виділити чинники, які впливають на бальну оцінку діяльності кредитних спілок, а також підтвердити, що визначальним чинником впливу на рейтинг кредитної спілки є активи кредитної спілки.

Економічні явища і процеси залежать від великої кількості факторів. Як правило, кожен фактор окремо не визначає явища, що вивчається, повністю. Тільки комплекс факторів у їх взаємозв'язку може дати більш чи менш повне уявлення про характер явища, що вивчається.

Багатофакторний кореляційний аналіз активних операцій складається з декількох етапів:

на першому етапі визначаються фактори, які впливають на показник, що вивчається і відбираються найбільш суттєві для кореляційного аналізу активних операцій;

на другому етапі збирається і оцінюється вихідна інформація, необхідна для кореляційного аналізу активних операцій;

на третьому етапі вивчається характер і моделюється зв'язок між факторами і результативним показником, тобто підбирається і обґрунтовується математичне рівняння регресії, яке найбільш точно виражає сутність залежності, що вивчається;

на четвертому етапі проводиться розрахунок основних оціночних характеристик кореляційного зв'язку;

на п'ятому етапі дається статистична оцінка результатів кореляційного аналізу і практичне їх застосування.

Розрахунок рівняння зв'язку (регресії) проводиться кроковим способом, який дозволяє визначати силу впливу і відповідне регресійне рівняння для кожного фактора, а також визначити залежності і силу синергетичних впливів композицій діючих факторів. Спочатку в розрахунок приймається один фактор, що найбільше впливає на результативний показник, потім другий, третій і т. д. На кожному кроці розраховують рівняння зв'язку, множинний коефіцієнт кореляції і детермінації, критерій Фішера та інші статистичні характеристики залежностей. Величина їх на кожному кроці порівнюється з попередньою. Чим більша величина коефіцієнтів множинної кореляції і детермінації і чим більше розрахунковий критерій Фішера відповідного табличного значення, тим точніше рівняння зв'язку описує залежності, що склались між досліджуваними показниками. Якщо додавання наступних факторів не покращує оціночних показників зв'язку, то їх треба відкинути, тобто зупинитись на тому рівні, де ці показники є найбільш впливовими.

Кореляційно-регресійний аналіз досліджуваного явища проводиться у такій послідовності:

Зведення даних до вихідної розрахункової таблиці, з виділенням показника і факторів досліджуваного процесу.

Перевірка даних на придатність до моделювання: визначення однорідності і щільності зв'язку.

Розрахунок парної регресії.

Розрахунок множинної регресії.

Аналіз отриманих результатів.

Отримані результати дають змогу зробити висновки про повноту і суттєвість зв'язку між факторними і результативним показником попарно, а значить доцільно всі обрані фактори включити до багатофакторної кореляційної моделі.

Далі проведемо моделювання зв'язку між факторними і результативним показниками кроковим способом. Послідовне введення в модель кожного з факторів покращує коефіцієнт регресії, оцінку точності та критерій Фішера, а найкращі їх значення отримуємо при включенні до рівняння регресії всіх п'яти факторних показників.

Було проведено комплексний аналіз діяльності кредитних спілок на базі використання статистичних та економіко-математичних методів і моделей, які включають попередній статистичний аналіз даних та побу-

дову кроковим методом парних та множинних моделей, що описують зв'язки між бальною оцінкою кредитної спілки та їх факторними економічними характеристиками. За результатами аналізу було розроблено методичні засади аналізу ефективності активних операцій кредитної спілки, який був реалізований у кредитній спілці "Поміч". За результатами статистичного аналізу впливу економічних факторів діяльності на рейтинг кредитної спілки виявлено, що всі фактори суттєво впливають на формування рейтингу, а саме: x_1 – кількість членів; x_2 – активи, тис. грн.; x_3 – позичковий портфель, тис. грн.; x_4 – кількість позичок; x_5 – сума позичок. Це дозволило зробити певні узагальнення:

1. Всі фактори та їх комбінації мають тісний кореляційний зв'язок.

2. Всі парні та множинні моделі адекватні досліджуваному процесу.

3. Парні моделі описують дію кожного фактора на показник окремо.

Формально найбільший вплив на бальну оцінку кредитної спілки мають кількість і сума позичок, але ступінь відповідності реальному процесу у цих моделей у два рази нижча за у парні моделі для кількості членів та

активів. Саме тому цей висновок щодо сили впливу є сумнівним. Найвірогідніше описують процес кредитування парні моделі для x_1 (кількість позичок) та x_2 (активи), які мають приблизно однакову впливовість на рейтингову позицію кредитної спілки. Визначальний вплив цих факторів підтверджує факторний аналіз множинних моделей кредитних спілок.

4. Факторний аналіз множинних зв'язків показує, що найбільший вплив на рейтинг кредитної спілки в усіх множинних моделях належить активам кредитної спілки. Другими по силі впливу на результативний показник є: кількість членів кредитної спілки; кількість позичок (однак цей фактор здебільшого знижує бальну оцінку кредитної спілки); позичковий портфель, який теж знижує бали кредитної спілки, що свідчить про неоптимальний його розподіл; сума позичок (найменше впливає на показник і теж знижує бали кредитної спілки, що свідчить про відсутність оптимізації розмірів сум позичок при видачі кредитів).

Таким чином, багатофакторна модель, яка відображає залежність результату діяльності кредитної спілки від факторних впливів має такий вигляд:

$$y(x_1, x_2, x_3, x_4, x_5) = 57,312 + 0,007182 x_1 + 0,02134 x_2 - 0,00044 x_3 - 0,00374 x_4 - 0,00008 x_5$$

Включені в модель фактори пояснюють 95,4% варіації інтегрального показника ($R^2 = 0,954$), на частку інших факторів, що не увійшли до моделі, припадає 4,6% загальної варіації.

Коефіцієнт множинної кореляції становить 0,9769 і є достатньо високим. Зв'язок між включеними факторами

та результативним показником є істотним, оскільки фактичне значення F -критерію (70,98) суттєво перевищує теоретичне (4,59). Рейтинг характеризується відповідними показниками (табл. 2).

Таблиця 2. Чинники впливу на бальну оцінку діяльності кредитної спілки

Фактор (чинник)	Зміст	Щільність кореляційного зв'язку з показником	Короткий коментар (інтерпретація)
x_1	кількість членів	0,9491	При збільшенні кількості членів на 1% показник збільшиться на 8,7%
x_2	активи	0,9672	При збільшенні активів на 1% показник збільшиться на 13,6%
x_3	кредитний портфель	0,8504	При розширенні кредитного портфелю на 1% показник може змінитись не більше як на 0,4%
x_4	кількість кредитів	0,6772	При збільшенні кількості кредитів на 1% показник може змінитись не більше як на 1%
x_5	сума кредитів	0,6530	При збільшенні суми кредитів на 1% показник може змінитись не більше як на 0,5%

Джерело: авторські розрахунки

Всі фактори мають високий коефіцієнт кореляції, що говорить про значний їх вплив на досліджуваний показник. Сумарна дія всіх факторів має коефіцієнт кореляції 98%, що свідчить про сильний зв'язок показника та факторів. Підтверджено, що визначальним фактором впливу на рейтингову бальну оцінку діяльності кредитної спілки є активи кредитної спілки. Тому, доцільним є проведення оптимізації структури продуктивних активів з метою максимізації прибутку кредитної спілки при врахуванні імовірнісних чинників попиту та ризиків неповернення кредитів.

Отже, з попереднього аналізу даних, що характеризують діяльність кредитних спілок видно, що незважаючи на деяку неоднорідність виборки даних, всі фактори, обрані для побудови економіко-математичних моделей мають сильний прямий зв'язок з показником – бальною рейтинговою оцінкою кредитних спілок, розробленою за методикою Національної Асоціації кредитних спілок України. Це вказує на можливість побудови адекватних регресійних рівнянь, що описують діяльність кредитних спілок і на можливість проведення факторного аналізу за суттєвими факторами впливу.

В ході комплексного дослідження діяльності кредитних спілок було розроблено методичне забезпечення аналізу ефективності активних операцій кредитної спілки шляхом оцінювання впливу економічних параметрів діяльності кредитної спілки на рейтингову бальну оцінку. За результатами багатофакторного аналізу було здійснено позиціонування кредитних спілок і встановлено, що найбільший вплив на бальну оцінку кредитної спілки в усіх множинних моделях мають чинники: активи кредитної спілки; кількість членів кредитної спілки; кількість позичок, але цей чинник здебільшого знижує бальну оцінку кредитної спілки; позичковий портфель, який теж знижує бали кредитної спілки, що свідчить про неоптимальний його розподіл; сума позичок, що найменше впливає на показник та знижує бали кредитної спілки, і це теж свідчить про неоптимальний їх розмір при видачі кредитів.

1. Дадашев Б.А., Гриценко О.І. Кредитні спілки в Україні [Текст] : курс лекцій / Б. А. Дадашев, О. І. Гриценко // Державний вищий навчальний заклад "Українська академія банківської справи Національного банку України". – Суми : ДВНЗ "УАБС НБУ", 2009. – с. 124. 2. Коцовська Р. Р. Кредитні спілки як джерело підтримки економічного розвитку держави. // Вісник соціально-економічних досліджень / Одеський державний економічний університет. – 2001. – Вип. 8. – Част. 2. – С. 186–189.

3. Мешко О.І. Аналіз активів неприбуткових фінансових установ: методика та організація. — Автореферат дис. кан. екон. наук 08.00.09 // Державна академія статистики, обліку та аудиту Держкомстату України. — Київ. — 2008. 4. Мешко О.І. Аналіз впливу факторів на дохід кредитної спілки/ О.І. Мешко// Науковий вісник Державної академії статистики, обліку та аудиту. — 2007. — №3. — С.67-76. 5. Обліково-аналітичне забезпечення управління небанківськими фінансовими установами: Монографія / Авт. колектив; За наук. ред. к.е.н., доц. М.Й. Гедза. — Київ:

ТОВ "ДКС центр", 2009. — 392 с. 6. Руда О.Л. Кредитний ризик та фактори що на нього впливають [Електронний ресурс]: стаття / О.Л. Руда / Науковий потенціал України 2008 : Матеріали четвертої Всеукраїнської науково-практичної інтернет-конференції, 26-28 березня 2008 р. — Режим доступу до вид.: <http://intkonf.org/ruda-ol-kreditniy-rizik-ta-faktori-scho-na-nogo-vplivayut/> (04.02. 11). — Назва з екрана.

Надійшла до редколегії 01.07.11

УДК 311.312

С. Огреба,
Київський національний університет імені Тараса Шевченка

СТАТИСТИЧНЕ ВІДОБРАЖЕННЯ ОБСЯГІВ ТІНЬОВОЇ ЕКОНОМІКИ У СИСТЕМІ НАЦІОНАЛЬНИХ РАХУНКІВ

У статті визначені проблеми статистичного відображення обсягів тіньової економіки у системі національних рахунків та окреслені напрями вимірювання обсягів тіньової економіки.

Ключові слова: тіньова економіка, валовий внутрішній продукт, система національних рахунків.

В статье сформированы проблемы статистического отображения объемов теневой экономики в системе национальных счетов и отображены подходы к измерению теневой экономики.

Ключевые слова: теневая экономика, валовой внутренний продукт, система национальных счетов.

The problems of the statistical representation of the shadow economy's sizes in the system of national accounts are considered in the article. Also basic approaches to the valuation of the shadow economy are presented.

Keywords: shadow economy, gross domestic product, system of national accounts.

Проблема відображення тіньової економіки в даних офіційної статистики останніми роками знаходиться в центрі уваги світової статистичної науки. З одного боку, це викликано активізацією тіньової економіки, з іншого боку, навіть в країнах з налагодженою системою відображення діяльності та доходів економічних одиниць частина їх залишається за межами статистичного обліку. До основних причин слід віднести тіньовий характер економічних операцій та обмеження можливостей статистичного спостереження. Значні обсяги неврахованої економічної діяльності суттєво впливають на обсяг, структуру та узгодженість макроекономічних даних. Саме тому методологічні проблеми та проблеми методичного забезпечення оцінювання масштабів тіньової економіки та їх порівнянності з міжнародною системою національних рахунків набувають особливої актуальності в сучасних умовах розширеного відтворення. Основна мета побудови такої системи оцінювання — це розроблення заходів, спрямованих на зменшення тіньової діяльності.

Дослідженню проблем оцінки обсягів тіньової економіки присвячені роботи провідних вітчизняних науковців — Базилевича В.Д., Варналія З., Ковальчука Т., Мазур І., Мандибури В., Моторина Р., Турчинова О. Серед закордонних науковців слід відмітити праці Арваї Я., Блейдса Д., Бокун Н., Дадалко В., Дрекслера Л., Шнайдера Ф.

Метою статті є визначення основних напрямів та шляхів удосконалення відображення обсягів тіньової економіки у системі національних рахунків.

У країнах з перехідною економікою, у т.ч. в Україні, проблема статистичного відображення тіньової економіки сьогодні є особливо актуальною, оскільки при проведенні економічних реформ та впровадженні ринкових відносин масштаби цієї частини економіки зростають, що обумовлено такими факторами:

- розширення приватного сектору в результаті приватизації державних підприємств і поява нових приватних підприємств, у т.ч. великого числа малих підприємств, розвиток приватного підприємництва без створення юридичної особи, які особливо важко піддаються обліку;
- недосконалість правової бази регулювання економіки;
- занадто високий рівень оподаткування, який перебільшує фінансові можливості підприємств;
- зниження рівня життя населення;
- адаптація статистичного спостереження до нових умов економіки;
- необхідність проходження періода становлення контролюючих органів [1].

Але таке явище як тіньова економіка є характерним не тільки для країн з перехідною економікою. Значні розміри тіньової економіки в країнах світу почали викликати занепокоєння міжнародної економічної і політичної спільноти (рис. 1). Це пов'язане з тим, що, поперше, економічні та соціальні умови на макро- і мікрорівнях не можна точно і правильно оцінити, якщо значна частина основної економічної діяльності не відображена у офіційній статистиці.

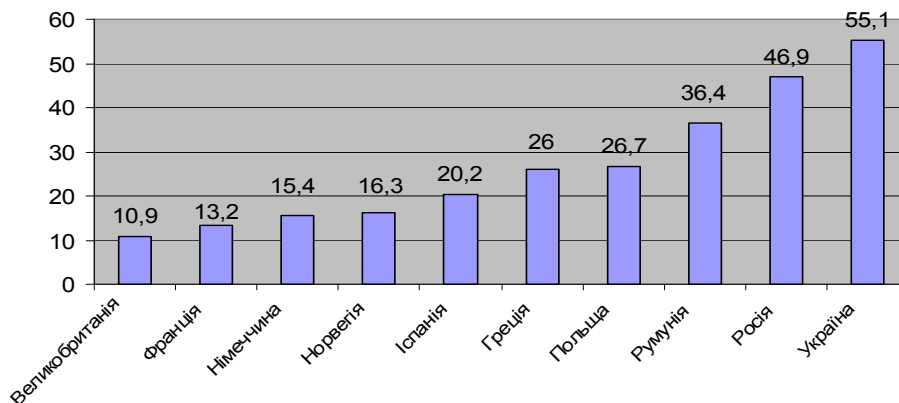


Рис.1. Частка тіньової економіки ВВП країн Європи у 2010 р., %

Джерело: журнал "Economics"

Не дивлячись на певні досягнення статистики в оцінюванні розмірів і масштабів тіньової економіки, методологічні засади та методичне та інформаційне забезпечення розрахунків обсягів діяльності у тіньовому секторі потребує суттєвого удосконалення. Так, серед основних недоліків слід виділити відсутність системного підходу при формуванні досліджуваної сфери економічної діяльності. Також, на нашу думку, більшу увагу слід приділити розробці інструментарію дослідження всіх сторін виробничого процесу в тій частині економіки, яка відноситься до її тіньової складової. Крім того, необхідно розширити статистику тіньової економіки, доповнивши її розділами, які б відображали перерозподільні процеси, пов'язані у першу чергу з тіньовою діяльністю (як в економічній, так і неекономічній сферах) [3].

До найбільших проблем в оцінках тіньової економіки, на які наштовхується українська статистична служба відносяться: по-перше, проблеми інформаційного забезпечення, пов'язані з відсутністю реєстрації окремих економічних одиниць, а також з викривленням або не наданням даних зареєстрованих суб'єктів; по-друге, організаційні проблеми підготовки та проведення статистичного спостереження [2].

Саме тому для вирішення проблем реформування забезпечення оцінювання розмірів тіньової економіки у системі національних рахунків, необхідна система заходів, яка буде спрямована на:

1. Удосконалення інформаційної бази:

- розвиток реєстра підприємств;
- поетапна реалізація програми економічних переписів;
- виділення та вивчення характерних типів господарюючих суб'єктів;
- уточнення стратегії збору даних, враховуючи тип і розмір підприємства;
- підвищення рівня надання даних та їх достовірності;
- удосконалення дослідження домашніх господарств (бюджетів і робочої сили);
- проведення спеціальних вибіркового спостережень;
- формування інформаційної бази для використання непрямих методів кількісної оцінки тіньової економіки (наприклад, впровадження адміністративних реєстрів) [4].

2. Впровадження найбільш ефективних методів розрахунків. Найбільш ефективними методами розрахунків є:

а) Метод товарних потоків. Впровадження цього методу передбачує:

- розподіл випуску за товарними групами;
- розподіл експорту та імпорту за товарними групами;
- розподіл податків і субсидій на продукти, торговельно-транспортних націнок за товарними групами;
- розподіл загального обсягу ресурсів між елементами використання.

б) Система натуральних і вартісних балансів сільськогосподарської продукції у господарствах населення, які забезпечують узгодження даних про ресурси та використання продукції.

в) Комбінування різноманітних методів розрахунку. Наприклад, було б доцільним поєднати дослідження

прихованої оплати праці по регіонах та вивчення структури розподілу великих покупок по регіонах для виявлення прихованих доходів.

г) Розширення альтернативних оцінок.

д) Використання математичних моделей з додаванням "італійського підходу" [4].

3. Виявлення пріоритетних напрямів розрахунків. Пріоритетними напрямками повинні стати:

- покращення поточної оцінки тіньової економіки та забезпечення повноти розрахунку ВВП та його основних компонентів;
- забезпечення аналізу тіньової економіки в секторальному розрізі;
- концентрація зусиль на оцінці неврахованої, але незабороненої законом діяльності;
- удосконалення методів оцінки неформального сектору економіки (значна частина тіньової економіки)
- необхідність у подальшому концентрації зусиль на перегляді динамічних рядів ВВП та його компонентів.

4. Підвищення аналітичних можливостей розрахунків: оцінювання тіньової економіки у розрізах тіньової економічної діяльності некорпоративних підприємств у секторі домашніх господарств, ринкових виробників, неринкових виробників, тіньової економічної діяльності юридичних осіб [4].

Розвиток статистики тіньової економіки пов'язаний з рішенням як організаційних статистичних проблем, так і проблем, які виходять за межі статистики. До перших відносяться гарантування конфіденційності даних та проведення роз'яснювальної роботи серед респондентів відносно напрямів використання інформації, а також перехід на міжнародні стандарти при обстеженні підприємств і домашніх господарств. До других – стабілізація економічного стану, вихід на траєкторію стабільного економічного зростання, удосконалення податкового законодавства та механізму його виконання. [

У зв'язку з тим, що у країнах з перехідною економікою неформальний сектор економіки відіграє значну роль у формуванні доходів та зменшенні рівня бідності населення, актуально в рамках міжнародних статистичних стандартів розвивати самостійну статистику неформального сектору та виробництва домашніх господарств для власного використання, що передбачає ширше використання у розрахунках балансового методу, удосконалення програми обстеження домашніх господарств та зайнятості населення.

1. Куцулак Я., Саріогло В., Терещенко Г. Неофіційна економіка в Україні: вимірювання та оцінка впливу на доходи населення. Навчальний посібник – К. – 2010. – 136 с. 2. Мазур І. Детінізація економіки України: теорія та практика – Київ – 2006. – 239 с. 3. Огребя С.В. Статистичне оцінювання масштабів тіньової економіки України // Прикладна статистика: проблеми теорії та практики. Зб. наук. пр. Вип. 6. – 2010. – с.353 – 359. 4. Рябушкин Б.Т. Чурилова Э.Ю. Методы оценки теневого и неформального секторов экономики – М. – 2002. – 143 с. 5. Соціально-економічне становище України за 2009 рік. – Повідомлення Державного комітету статистики України. 6. Schneider F. Shadow economies and corruption all over the world // Economics. – №9. – 2010. – с.23-30.

УДК 311.14

С. Шибіріна,
Київський національний університет імені Тараса Шевченка

ІНДЕКСНИЙ АНАЛІЗ ПЕРВИННОГО РИНКУ НЕРУХОМОГО МАЙНА

У статті розглядається застосування індексного методу аналізу ринку нерухомого майна. Запропоновано методику обчислення впливу структурних змін у регіональному розподілі рівня адекватності використання інвестиційних ресурсів та обсягів інвестицій у будівництво житла, також розміру впливу цих змін на потенціал первинного ринку житла.

Ключові поняття: зведені, агрегатні, територіальні індекси рівня розвитку первинного ринку нерухомості.

В статті рассматривается использование индексного метода анализа рынка недвижимого имущества. Предложена методика исчисления влияния структурных изменений в региональном распределении уровня адекватности использования инвестиционных ресурсов и объемов инвестиций в строительство жилья, а также размера влияния этих изменений на потенциал первичного рынка жилья.

Ключевые понятия: сводные, агрегатные, территориальные индексы уровня развития первичного рынка жилья.

The article provides uses of the index method of analysis real estate market. The method is offered for calculating the effect of structural changes in regional distribution of the level of adequacy of investment resources and investment volume in housing construction. And effect of this changes on the potential of the primary real estate market.

Keywords: composite, aggregate, territorial index of the level of primary real estate market development.

Статистичне моделювання основних тенденцій розвитку ринку нерухомого майна можна здійснювати за допомогою різних статистичних методів. Найбільш поширеними є кореляційний та регресійний аналіз. Але, в умовах коротких рядів динаміки застосування цих методів неможливо. Саме тому, моделювання основних тенденцій розвитку ринку нерухомого майна слід проводити методами індексного аналізу. Використання індексного аналізу надасть можливість спрогнозувати подальший розвиток ринку нерухомості, оскільки базується на реальних та точних показниках.

Слід зазначити, що окремі аспекти досліджуваної проблеми розглядалися в роботах як зарубіжних, так і вітчизняних вчених, зокрема: А.М. Асаул, І.М. Геллер, А.В. Головач, А.М. Єріна, Н.В. Ковтун, Г.М. Стерник та ін. [1-6]. Однак незважаючи на досить широку сферу використання індексних систем та індексного аналізу, робіт, пов'язаних з дослідженням та застосуванням цього методу в аналізі ринку нерухомого майна в основному обмежено тільки аналізом цін.

Метою роботи є розроблення методичного забезпечення індексного аналізу ефективності розвитку первинного ринку нерухомого майна.

Для оцінювання впливу факторів на обсяги введеного житла було розроблено агрегатну індексну модель. Модель дозволяє оцінити вплив рівня адекватності використання інвестиційних ресурсів та обсягів інвестицій у житло на потенціал первинного ринку житла в Україні. В основу побудови індексної моделі покладено регіональний коефіцієнт адекватності використання інвестиційних ресурсів та регіональну структуру обсягів інвестицій у будівництво житла. Застосування коефіцієнта адекватності, який обчислюється як співвідношення обсягів введеного житла і обсягів інвестицій у житлове будівництво, дозволяє оцінити ефективність використання інвестиційних коштів і відповідно рівень розвитку ринку житлової нерухомості. Низьке значення коефіцієнта адекватності свідчить про низьку ефективність використання інвестиційних коштів, а саме штучне завищення вартості житла або нецільове використання коштів. Таким чином, зведений індекс обсягів введених в експлуатацію об'єктів нерухомості можна представити як добуток часткових індексів коефіцієнта адекватності використання інвестиційних ресурсів та обсягів інвестицій у будівництво житла:

$$I_G = I_k \cdot I_V, \quad (1)$$

де $G = k \cdot V$ – обсяги введеного в експлуатацію житла, млн. м²; k – коефіцієнти адекватності використання інвестиційних ресурсів; V – обсяги інвестицій у будівництво житла за регіонами.

Показники I_k та I_V є чинниками показника результату (I_G), а їх динаміка визначає динаміку результативного показника. За допомогою цих показників можна оцінити відносний та абсолютний вплив кожного чинника на результат.

Розглянемо застосування методів індексного аналізу на прикладі ринку житлової нерухомості. Індекс обсягів введеного в експлуатацію житла можна записати формулою:

$$I_G = \frac{\sum k_t \cdot V_t}{\sum k_{t-1} \cdot V_{t-1}}, \quad (2)$$

де $G = k \cdot V$ – обсяги введеного в експлуатацію житла, млн. м²; k_t , k_{t-1} – коефіцієнти адекватності використання інвестиційних ресурсів у поточному та попередньому періоді; V_t , V_{t-1} – обсяги інвестицій у будівництво житла у поточному та попередньому періоді.

У межах індексної системи можна визначити абсолютний вплив чинників на приріст результату. Так, абсолютну зміну обсягів введеного в експлуатацію житла під впливом зміни рівня адекватності використання інвестиційних ресурсів в регіонах України обчислюється за наступною формулою:

$$\Delta G_k = \sum k_t \cdot V_t - \sum k_{t-1} \cdot V_t, \quad (3)$$

Абсолютна зміна обсягів введеного в експлуатацію житла під впливом зміни обсягів інвестування в будівництво житла в регіонах України:

$$\Delta G_V = \sum k_{t-1} \cdot V_t - \sum k_{t-1} \cdot V_{t-1} \quad (4)$$

Вплив кожного з цих чинників на зміну середнього рівня розраховується за допомогою системи взаємопов'язаних індексів змінного, фіксованого складу та структурних зрушень. Індекс змінного складу характеризує динаміку середнього рівня ефективності функціонування ринку під впливом зміни рівнів обох чинників впливу та структури сукупності. Тоді, індекс середнього рівня адекватності використання інвестиційних ресурсів змінного складу буде:

$$I_k^{3C} = \frac{\sum k_t \cdot V_t}{\sum V_t} : \frac{\sum k_{t-1} \cdot V_{t-1}}{\sum V_{t-1}} = \frac{\sum k_t \cdot d_t}{\sum k_{t-1} \cdot d_{t-1}}, \quad (5)$$

де d_t , d_{t-1} – регіональна структура інвестицій в будівництво житла у поточному та попередньому періодах.

Індекс середнього рівня адекватності використання інвестиційних ресурсів фіксованого складу показує, як в середньому змінилась ефективність ринку за регіоном за умови фіксованого рівня інвестицій. Такий

вплив на динаміку середнього рівня адекватності використання інвестиційних ресурсів за регіонами розраховується за формулою:

$$I_{\bar{k}}^{\Phi C} = \frac{\sum k_t \cdot V_t}{\sum V_t} \cdot \frac{\sum k_{t-1} \cdot V_t}{\sum V_{t-1}} = \frac{\sum k_t \cdot d_t}{\sum k_{t-1} \cdot d_t} = I_k \quad (6)$$

Зміна середнього рівня адекватності використання інвестиційних ресурсів за регіонами визначається індексом структурних зрушень:

$$I_{\bar{k}}^{C3} = \frac{\sum k_{t-1} \cdot V_t}{\sum V_t} \cdot \frac{\sum k_{t-1} \cdot V_{t-1}}{\sum V_{t-1}} = \frac{\sum k_{t-1} \cdot d_t}{\sum k_{t-1} \cdot d_{t-1}} \quad (7)$$

Між індексами існує мультиплікативний зв'язок, а саме: $I_{\bar{k}}^{3C} = I_{\bar{k}}^{\Phi C} \cdot I_{\bar{k}}^{C3}$ (8)

Поряд зі зведеними та агрегатними індексами для забезпечення порівняльної оцінки рівня розвитку первинного ринку нерухомості різних регіонів України можна використати територіальну індексну модель. Дана індексна система дозволить здійснити порівняльний аналіз адекватності використання інвестиційних ресурсів як у житлову, так і у нежитлову нерухомість між агрегованими регіонами України за соціально-економічною ознакою, а саме: центральним, донецьким, західним, придніпровським, причорноморським, харківським за виключенням міста Києва і міста Севастополя, оскільки вони не є статистичними сукупностями.

Територіальні індекси ринку нерухомого майна характеризують середній рівень адекватності використання інвестиційних ресурсів за регіонами. Розрахунок територіальних індексів структурних зрушень, змінного та фіксованого складу за регіонами, об'єктами нерухомості аналогічний розрахункам індексів середніх величин. Але, при побудові системи територіальних індексів слід обґрунтувати доцільність обрання того чи іншого регіону (об'єкта нерухомості) за базу порівняння, а також обґрунтування порядку фіксації ваг або сумірника індексу за визначеним регіоном (об'єктом нерухомості).

Отже, територіальний індекс змінного складу середнього рівня адекватності використання інвестиційних ресурсів можна розрахувати за наступною формулою:

$$I_{\bar{k}}^{3C} = \frac{\sum k_1 \cdot d_1}{\sum k_2 \cdot d_2} \quad (9)$$

де d_1, d_2 – структура інвестицій у будівництво житлової та нежитлової нерухомості у першому та другому регіонах; k_1, k_2 – коефіцієнт адекватності використання інвестиційних ресурсів у житлову та нежитлову нерухомість у першому та другому регіонах.

Територіальний індекс фіксованого складу середнього рівня адекватності використання інвестиційних ресурсів:

$$I_{\bar{k}}^{\Phi C} = \frac{\sum k_1 \cdot d_{1,2}}{\sum k_2 \cdot d_{1,2}} \quad (10)$$

де $d_{1,2}$ – спільна структура інвестицій у будівництво житлової та нежитлової нерухомості у першому та другому регіонах.

Територіальний індекс структурних зрушень середнього рівня адекватності використання інвестиційних ресурсів:

$$I_{\bar{k}}^{3C} = \frac{\sum \bar{k}_{1,2} \cdot d_1}{\sum \bar{k}_{1,2} \cdot d_2} \quad (11)$$

де $\bar{k}_{1,2}$ – середній рівень адекватності використання інвестиційних ресурсів у першому та другому регіонах.

Висновки з даного дослідження і перспективи подальших розвідок у даному напрямку. Таким чином, у межах запропонованої індексної системи можна визначити роль кожного окремого фактора, оцінити його вплив на динаміку результату, враховуючи – специфіку функціонування та зацікавленість учасників ринку нерухомого майна, а також вплив на динаміку обсягів введеного в експлуатацію житла екстенсивних та інтенсивних чинників. Застосування індексного аналізу дозволить сформувати та обґрунтувати управлінські рішення спрямовані на забезпечення оптимального використання інвестиційних коштів та заходів підвищення ефективності функціонування ринку нерухомого майна.

1. Геллер І.М. Статистика ринку житла: [Навч. посібник] / Геллер І.М. – К., 2000. – 192 с.
2. Єріна А.М. Статистичне моделювання та прогнозування: [Навч. Посібник] / Єріна А.М. – К.: КНЕУ, 2001. – 170 с.
3. Інформаційно-аналітичне забезпечення державного фінансового менеджменту (методологія і практика прикладної статистики): [Навч. посіб.] / А.В. Головач, В.Б. Захожай, І.Г. Манцуrow, Н.А. Головач. – К.: КНЕУ, 2010. – 260 с.
4. Ковтун Н.В. Статистичне дослідження інвестиційного процесу та інвестиційної діяльності: теорія, методологія та практика: Монографія / Н.В. Ковтун – Київ: ПБЦ ТОВ "Імекс-ЛТД", 2005. – 420 с.
5. Статистика ринків: [Підруч. для вищ. навч. закл.] / ДАСОА Держкомстату України; наук. ред. Н.О.Парфенцевої. – К.: ДП "Інформаційно-аналітичне агентство", 2007. – 863 с.
6. Стерник Г.М. Индексы, которым мы доверяем [Электронный ресурс]. – Режим доступа: <http://realtymarket.ru/metodi-eskie-materiali/Sternik-G.M.-INDEKSI-KOTORIM-MI-DOVERYAEM.html>.

Надійшла до редколегії 01.07.11

Наукове видання



ВІСНИК
КИЇВСЬКОГО НАЦІОНАЛЬНОГО УНІВЕРСИТЕТУ ІМЕНІ ТАРАСА ШЕВЧЕНКА

ЕКОНОМІКА

Випуск 129

Друкується за авторською редакцією

Оригінал-макет виготовлено Видавничо-поліграфічним центром "Київський університет"

Автори опублікованих матеріалів несуть повну відповідальність за підбір, точність наведених фактів, цитат, економіко-статистичних даних, власних імен та інших відомостей. Редколегія залишає за собою право скорочувати та редагувати подані матеріали. Рукописи та дискети не повертаються.



Підписано до друку 11.07.11. Формат 60x84^{1/8}. Вид. № Е1. Гарнітура Arial. Папір офсетний.
Друк офсетний. Наклад 300. Ум. друк. арк. 10,0. Обл.-вид. арк. 6,4. Зам. № 211-5751

Видавничо-поліграфічний центр "Київський університет"
01601, Київ, б-р Т. Шевченка, 14, кімн. 43
☎ (38044) 239 32 22; (38044) 239 31 72; (38044) 239 31 58; факс (38044) 239 31 28
e-mail: vpc_div.chief@univ.kiev.ua
<http://vpc.univ.kiev.ua>