ISSN 2078–5097. Вісн. Львів. ун-ту. Сер. прикл. матем. та інф. 2013. Вип. 20. С. 100–108
Visnyk of the Lviv University. Series Appl. Math. and Informatics. Issue 20. P. 100–108

УДК 519.863

СПЕЦИФІКАЦІЯ, ІДЕНТИФІКАЦІЯ ТА РОЗВ'ЯЗАННЯ ЗАДАЧІ СТАТИЧНОЇ ОПТИМІЗАЦІЇ У ВИПАДКУ СЛАБОФОРМАЛІЗОВАНИХ СИСТЕМ

О. Назаренко, М. Карпуша

Сумський державний університет,
вул. Римського-Корсакова, 2, Суми, 40007, e-mail: marina_karpusha@ukr.net

Запропоновано метод ідентифікації та оптимізації системи з невизначеним законом розвитку за допомогою економетричного аналізу. Розглянуто статичну оптимізацію ідентифікованої моделі, в якій для специфікації цільової функції використано транслогарифмічну функцію, а для побудови системи обмежень - лінійні функціональні форми. Апробацію побудованих алгоритмів провели на даних часових рядів реальних макроекономічних систем.

Ключові слова: специфікація, ідентифікація, прогнозування, оптимізація, транслогарифмічна регресія.

1. ВСТУП

Побудова математичних моделей слабоформалізованих систем [1], до яких належать економічні, соціальні, екологічні тощо, є актуальною проблемою, для вирішення якої треба подолати багато перепон технічного характеру, які пов'язані з можливістю застосування математичних методів [2, 3]. Складність, різноманітність і швидка мінливість реальних процесів − головні причини, що заважають побудові математичної моделі, яка б адекватно описувала еволюцію системи. На відміну від фізичних і механічних систем для слабоформалізованих систем не можна однозначно визначити фундаментальні та кількісні закономірності, які пов'язували б між собою різні складові таких систем. Швидка мінливість процесів приводить до того, що знайдені при розрахунках кількісні закономірності через деякий проміжок часу стають неправильними. У більшості випадків класичні методи моделювання потребують адаптації до таких систем.

Головна перепона на етапі побудови моделей слабоформалізованих систем – оцінювання невідомих параметрів, або параметрична ідентифікація. Існують два типи підходів до проблеми ідентифікації [4]. Перший передбачає повну або часткову специфікацію взаємозв'язку між входами, станами та виходами, тоді як невідомі параметри підлягають оцінюванню. Такий підхід називається побудовою моделі „сірого ящика", де використано параметричні методи ідентифікації (метод найменших квадратів, загальний метод моментів) [5]. Другий підхід – побудова моделі „чорного ящика". Він не передбачає апріорної специфікації і використано методи параметричної та непараметричної ідентифікації [6, 7]. Наша мета – ідентифікація у часовій області в рамках моделі „сірого ящика".

Специфікація та ідентифікація слабоформалізованих систем не можуть бути однозначними і залежать від мети дослідження. У цьому випадку вони спрямовані на якісну апроксимацію статистичних даних і прогнозування. Саме через призму апроксимаційних і прогнозних властивостей треба розглядати й оптимізаційні моделі.

2. МАТЕМАТИЧНЕ ФОРМУЛЮВАННЯ ЗАДАЧІ

Нехай деяка слабоформалізована система характеризується вектором-стовпцем фазових координат $\mathbf{x} = (x_1, x_2, ..., x_n)'$ з евклідового простору E^n. Вибір компонент та їхня кількість n залежать від конкретної задачі, можуть бути визначені інтуїтивно або за допомогою кореляційного аналізу [8]. Введемо у розгляд також функцію якості $f(\mathbf{x})$, що є характеристикою стану цієї системи та суттєво залежить від фазових координат. Припускаємо, що існує часовий ряд спостережень кожної фазової координати $\{\mathbf{x}_t, t = 0,..., N\}$ та цільової функції $\{f_t, t = 0,..., N\}$. На проміжку $t \in [0,\ N]$ (період ідентифікації) будемо відтворювати імітаційні властивості моделі, а період, наступний за базовим ($t_* = N+1$), вважатимемо періодом оптимізації.

Ідентифікація невідомих параметрів і специфікація функції цілі моделі повинні проводитись так, щоб під час переведення системи з початкового стану в момент часу t=0 в кінцеву бажану точку $(\mathbf{x}_{N+1},\ f_{N+1})$ фазові координати $\mathbf{x}$ та функція цілі f мали такі властивості:

а) співвідношення $\mathbf{x}(t) \approx \mathbf{x}_t$ і $f(t) \approx f_t$ виконуються з високою точністю;

б) функція якості відображає специфічні властивості досліджуваної системи;

в) оцінки невідомих коефіцієнтів якомога менш чутливі до незначних змін вхідної інформації.

Якщо модель ідентифікована, то наступним кроком повинна бути статична задача математичного програмування. У загальному випадку така задача набуде вигляду

$$f(\mathbf{x}) \to \max,\ \ \mathbf{x} \in \Omega\,. \tag{1}$$

Тут Ω – допустима множина, яка входить в область визначення $\mathrm{D}(f) \subset R^n$ цільової функції $f(\mathbf{x})$. Її будемо задавати у вигляді [9]

$$\Omega = \{\ \mathbf{x} \in R^n :\ g_i(x) \le 0,\ i = \overline{1,\ m}\ \}\,. \tag{2}$$

Функцію $f(\mathbf{x})$ ми шукаємо у класі транслогаріфмічних функцій [5], а необхідні обмеження (2) задаються у класі лінійних обмежень.

3. СПЕЦИФІКАЦІЯ ТА ІДЕНТИФІКАЦІЯ ФУНКУЦІЇ ЦІЛІ

Практичні дослідження засвідчують, що, наприклад, у макроекономічних системах, які належать до слабоформалізованих систем, ефекти другого порядку (еластичність зміщення, закон Госсена теорії споживання, закон Тюнена теорії виробництва тощо) є змінними величинами [10]. Однак класичні функціональні форми (лінійна, логарифмічно-лінійна, напівлогарифмічна, Канторовича, Леонтьєва) дають змогу досліджувати лише ефекти першого порядку (факторна еластичність, еластичність масштабу тощо) і не застосовують для моделювання ефектів другого порядку. Тому проблема вибору функції цілі макроекономічної системи є актуальною. Ефекти другого порядку притаманні транслогарифмічій формі

$$\ln f(\mathbf{x}) = c_0 + \sum_{i=1}^{n} c_i \ln x_i + \frac{1}{2}\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} d_{ij} \ln x_i \ln x_j\ . \tag{3}$$

За допомогою таких функцій можна не тільки описувати ефекти другого порядку, а й досягати значно кращих апроксимаційних властивостей [11].

Зробимо заміну

$$\mathbf{z} = \ln \mathbf{x},\ y(\mathbf{z}) = \ln f(\mathbf{x}) \tag{4}$$

і запишемо функцію цілі (3) у вигляді квадратичної форми

$$y = c_0 + \mathbf{c}'\mathbf{z} + \frac{1}{2}\mathbf{z}'\mathrm{D}\mathbf{z}\,. \qquad (5)$$

На практиці під час застосування моделі (5) для побудови оптимізаційної моделі (1) виникають труднощі з ідентифікацією невідомих параметрів c_0, $\mathbf{c}$, D. У цьому випадку оптимізаційна задача формулюється для деякого моменту часу $t_*=N+1$, для якого значення фазових координат і цільової функції невідомі. Використовуючи статистичну інформацію на базовому періоді, за допомогою методу найменших квадратів [8] можна оцінити значення елементів $c_0, \mathbf{c}, \mathrm{D}$. Тоді, вважаючи, що закон розвитку системи не змінюється в наступний за базовим періодом момент часу t_*, можна використовувати знайдені МНК-оцінки $\hat{c}_0, \hat{\mathbf{c}}, \hat{\mathrm{D}}$ і для моменту оптимізації t_*.

4. СПЕЦИФІКАЦІЯ ТА ІДЕНТИФІКАЦІЯ СИСТЕМИ ОБМЕЖЕНЬ

Як ми вже зазначали, систему обмежень (2) будемо задавати у вигляді

$$\mathbf{a}_i'\mathbf{z} \le \mathbf{b}_i,\ i = \overline{1,\, l}\,,$$

де невідомими є вектори $\mathbf{a}_i$ та $\mathbf{b}_i$.

Для ідентифікації згаданої системи обмежень введемо у розгляд l допоміжних показників $v_i,\ i = \overline{1,\, l}$, які характеризують цю систему, суттєво залежать від $\mathbf{x}$ і для яких існує часовий ряд спостережень $\{\mathbf{v}_t, t = 0,\ldots, N\}$.

Позначимо $\mathbf{w}=\ln \mathbf{v}$ і знайдемо функції регресії

$$\hat{w}_i = \hat{a}_{i0} + \hat{\mathbf{a}}_i'\mathbf{z},\ i = \overline{1,\, l}\,,\ t \in [0,\ N]\,. \qquad (6)$$

Як матриці А оберемо матрицю $\mathrm{A} = [\hat{\mathbf{a}}_1',\ \hat{\mathbf{a}}_2', \ldots,\ \hat{\mathbf{a}}_l']$.

Побудуємо довірчий інтервал для вектора $\mathbf{w} = (w_1,\ w_2,\ \ldots,\ w_l)'$ в прогнозний момент часу $t_*=N+1$. При рівні значущості α і кількості ступенів вільності $k = N–n$ він набув вигляду

$$\hat{\mathbf{w}}(t_*) - \boldsymbol{\Delta} \le \mathbf{w} \le \hat{\mathbf{w}}(t_*) + \boldsymbol{\Delta}\,,\ \boldsymbol{\Delta} = \boldsymbol{\delta}\cdot t_{кр}\,. \qquad (7)$$

Тут $\hat{\mathbf{w}}(t_*) = (\hat{w}_1(t_*), \hat{w}_2(t_*), \ldots, \hat{w}_l(t_*))'$, $\boldsymbol{\delta}$ – вектор середньоквадратичних похибок прогнозу; $t_{кр}$ – відповідний квантиль Стьюдента [8].

Невідомі прогнозні значення $\hat{\mathbf{w}}(t_*)$, згідно з (6), можна обчислювати за формулою

$$\hat{\mathbf{w}}(t_*) = \hat{\mathbf{a}}_0 + \mathrm{A}\hat{\mathbf{z}}(t_*), \qquad (8)$$

де як $\hat{\mathbf{z}}(t)$ вибиратимемо поліноміальні вектор-функції регресій, які отримуються внаслідок оцінювання регресійних рівнянь

$$z_i = p_{i0} + p_{i1}t + p_{i2}t^2 + \cdots + p_{ik_i}t^{k_i} + \varepsilon_i\,,\ i = \overline{1,\, n}\,. \qquad (9)$$

Для знаходження оптимального степеня k_i i-ї регресії в (9) використаємо такий підхід: якщо при послідовному збільшенні степеня полінома два наступних коефіцієнти розвинення після деякого степеня k_i виявляються статистично незначущими (наприклад, за критерієм Стьюдента), то степінь k_i вважається оптимальним для заданого рівняння регресії [8].

Нерівність (7) з урахуванням (8) набуває вигляду

$$\hat{\mathbf{w}}(t_*) - \mathbf{\Delta} \le \mathrm{A}\hat{\mathbf{z}}(t_*) + \hat{\mathbf{a}}_0 \le \hat{\mathbf{w}}(t_*) + \mathbf{\Delta} . \qquad (10)$$

5. РОЗВЯ’ЗАННЯ ОПТИМІЗАЦІЙНОЇ МОДЕЛІ

Тепер задачу оптимізації (1), (2) можна записати у стандартній формі [12]

$$\begin{cases} y = c_0 + \mathbf{c}'\mathbf{z} + \dfrac{1}{2}\mathbf{z}'\mathrm{D}\mathbf{z} \to \max, \\ \mathrm{A}\mathbf{z} - \mathbf{b}_1 \le 0, \;\; \mathbf{b}_1 = -\hat{\mathbf{a}}_0 + (\hat{\mathbf{w}}(t_*) + \mathbf{\Delta}), \\ -\mathrm{A}\mathbf{z} - \mathbf{b}_2 \le 0, \;\; \mathbf{b}_2 = \hat{\mathbf{a}}_0 - (\hat{\mathbf{w}}(t_*) - \mathbf{\Delta}). \end{cases} \qquad (11)$$

Порівнюючи систему обмежень (2) з (11), визначаємо, що $m = 2l$.

В (11) припускається ввігнутість квадратичної форми $\frac{1}{2}\mathbf{z}'\mathrm{D}\mathbf{z}$. Відмова від цього припущення у загальному випадку приводить до багатоекстремальності задачі [13]. Ввігнутість зазначеної квадратичної форми буде забезпечена виконанням умови $\mathrm{D} < 0$.

Для розв’язання сформульованої задачі оптимізації існує багато аналітичних і чисельних методів. Скористаємося теоремою Куна-Такера [12]. Для цього введемо у розгляд функцію Лагранжа

$$L(\mathbf{z}, \boldsymbol{\lambda}, \boldsymbol{\mu}) = c_0 + \mathbf{c}'\mathbf{z} + \frac{1}{2}\mathbf{z}'\mathrm{D}\mathbf{z} + \boldsymbol{\lambda}(\mathrm{A}\mathbf{z} - \mathbf{b}_1) + \boldsymbol{\mu}(-\mathrm{A}\mathbf{z} - \mathbf{b}_2) , \qquad (12)$$

де $\boldsymbol{\lambda} = (\lambda_1, \lambda_2, ..., \lambda_l)'$, $\boldsymbol{\mu} = (\mu_1, \mu_2, ..., \mu_l)'$ – вектори-множники Лагранжа.

Згідно з теоремою Куна-Такера треба виконати умову екстремуму

$$grad\ L = 0 \qquad (13)$$

і, крім того, задовольнити умови доповнюючої нежорсткості

$$\lambda_i(\mathrm{A}\mathbf{z} - \mathbf{b}_1)_i = 0, \quad \mu_j(-\mathrm{A}\mathbf{z} - \mathbf{b}_2)_j = 0, \lambda_i \ge 0, \mu_j \ge 0, \; i, j = \overline{1, l}. \qquad (14)$$

Якщо $\mathbf{z}^*$ – точка локального мінімуму функції $\mathbf{y}(\mathbf{z})$, то кожне зі згаданих в (11) обмежень виконується або у вигляді рівності $((\mathrm{A}\mathbf{z} - \mathbf{b}_1)_i = 0$, $(-\mathrm{A}\mathbf{z} - \mathbf{b}_2)_j = 0\,)$, або у вигляді строгої нерівності $((\mathrm{A}\mathbf{z} - \mathbf{b}_1)_i < 0, \quad (-\mathrm{A}\mathbf{z} - \mathbf{b}_2)_j < 0\,)$. Обмеження першого типу називають активними обмеженнями, а другого типу – неактивними обмеженнями. Для активних обмежень відповідна умова доповнюючої нежорсткості виконана. Неактивні обмеження завдяки неперервності всіх функцій, які фігурують у цій задачі, виконуються у вигляді строгої нерівності не лише в точці $\mathbf{z}^*$, а й у деякому околі цієї точки. Тому після усунення з задачі цих обмежень точка $\mathbf{z}^*$ залишиться точкою локального мінімуму. Прийнявши для таких обмежень $\lambda_i = 0, \mu_j = 0, i, j = \overline{1, l},$ ми, з одного боку, забезпечуємо виконання умови доповнюючої нежорсткості (14), а з іншого – відкидаємо відповідний доданок із правої частини (12).

6. ЧИСЕЛЬНІ РЕЗУЛЬТАТИ

На практиці для отримання властивостей реальних систем розмірність фазового простору вибирають із умови $n \ge 3$ [14]. Як слабоформалізовану систему ми розглядали макроекономіку Франції. Як свідчать практичні дослідження, трьох чинників достатньо, щоб адекватно описати поведінку макроекономічної системи [15]. Тому будемо вважати n=3.

Ідентифікація невідомих параметрів моделі відбувалась на базовому періоді 1978-2007 рр. (N=29) [16], а оптимізацію проводили у наступний за базовим періодом момент часу t_*=30 (2008 р.). Всі дані нормовані діленням поточних величин на значення відповідної величини у початковому моменті часу (1978 р.).

Як фазові координати системи обирали приріст основних фондів x_1 (євро на душу населення країни, $z_1 = \ln x_1$), фонд заробітної платні x_2 (євро на душу населення країни, $z_2 = \ln x_2$) та експорт товарів і послуг x_3 (євро на душу населення країни, $z_3 = \ln x_3$), а як функцію цілі − чистий національний прибуток f (євро на душу населення країни, $y = \ln f$). Для визначення системи обмежень використовували v_1 – валовий випуск реального сектору економіки (євро на душу населення країни, w_1=lnv_1) , v_2 – споживчі витрати домогосподарств (євро на душу населення країни, w_2=lnv_2).

Особливої уваги заслуговує питання оцінювання матриці D цільової функції під час виконання умови від'ємної визначеності. З погляду економетричного аналізу це призводить до необхідності розв'язувати задачу мінімізації функції помилок S методу найменших квадратів з обмеженнями-нерівностями на параметри. Але такий підхід на практиці спряжений з великими труднощами. Тому ми пропонуємо алгоритм пошуку матриці D, що зводиться до перебору різних класів симетричної матриці (діагональної з однаковими елементами, діагональної з різними елементами, недіагональної різних модифікацій) так, щоб власні значення D були від'ємними. У цьому випадку чисельний експеримент засвідчив, що матриця D класу симетричних матриць з різними діагональними й однаковими недіагональними елементами, задовольняє всі необхідні вимоги. Використання такої матриці при практичних розрахунках приводить до високих апроксимаційних і прогнозних властивостей.

Ідентифікація функції якості $\hat{y}$ та допоміжної вектор-функції $\hat{\mathbf{w}}$ на базовому періоді 1978-2007 рр. дала такі результати:

$$\underset{(с.п.)}{\hat{y}} = \underset{(0{,}0128)}{0{,}0215} - \underset{(0{,}1450)}{0{,}5425}z_1 - \underset{(0{,}1491)}{0{,}5495}z_3 + \underset{(0{,}7397)}{1{,}8097}(z_1z_2 + z_2z_3 + z_1z_3) -$$

$$-\underset{(1{,}7031)}{3{,}7038}z_1^2 - \underset{(1{,}1506)}{2{,}8268}z_2^2 - \underset{(1{,}7445)}{4{,}4915}z_3^2, \quad R^2 = 0{,}9938, \quad \mathrm{CI} = 46{,}21,$$

$$\underset{(с.п.)}{\hat{w}_1} = -\underset{(0{,}0094)}{0{,}0023} + \underset{(0{,}0276)}{0{,}0723}z_1 - \underset{(0{,}0284)}{0{,}0933}z_2 + \underset{(0{,}0960)}{1{,}1104}z_3, \; R^2 = 0{,}9976, \; \mathrm{CI} = 25{,}27,$$

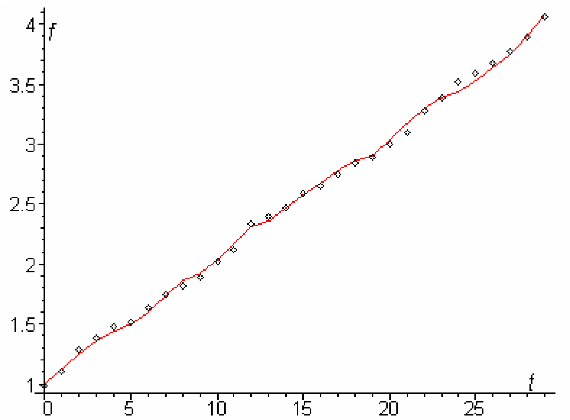
$$\underset{(с.п.)}{\hat{w}_2} = \underset{(0{,}0094)}{0{,}0134} + \underset{(0{,}0273)}{0{,}0387}z_1 - \underset{(0{,}0580)}{0{,}2102}z_2 + \underset{(0{,}0955)}{1{,}2679}z_3, \; R^2 = 0{,}9972, \; \mathrm{CI} = 25{,}27.$$

Тут під значеннями МНК-оцінок зазначені відповідні значення стандартних помилок цих оцінок. Перевірка значущості оцінок за критерієм Стьюдента при рівні значущості α=0,05 і відповідній кількості ступенів вільності k засвідчує, що цей критерій задовольняють всі оцінки, крім, мабуть, оцінок вільних членів. Однак незначуще значення оцінки вільного члена ми не відкидаємо для виконання першої умови Гауса-Маркова [8].

Великі значення коефіцієнтів детермінації ($R^2 > 0{,}99$) побудованих регресійних моделей свідчать про високі їхні імітаційні властивості, що повинно забезпечувати якісні прогнозні характеристики. Розрахунки приводять до таких довірчих інтервалів для w_1 і w_2 у прогнозний момент часу t_*=30: $w_1 \in [1{,}4369; 1{,}4463]$ і $w_2 \in [1{,}4533; 1{,}4555]$; зазначимо, що реальні значення за 2008 р.

становлять $1{,}4392$ і $1{,}4535$, вони потрапляють до зазначених інтервалів. Стійкість регресійних моделей (нечутливість значень МНК-оцінок до незначних змін вхідної інформації) забезпечується невеликими значеннями індексів обумовленості (CI < 50).

На рис. показано результати апроксимації транслогарифмічної форми. Тут крапками зображені реальні статистичні дані, а суцільною кривою – регресійна траєкторія.



Результати апроксимації функції якості макроекономічного розвитку Франції

Аналіз функції регресії свідчить про те, що вона з високою точністю апроксимує чистий національний прибуток на душу населення Франції за досліджуваний проміжок часу.

Задача статичної оптимізації набуває вигляду

$$\begin{cases} \hat{y} = 0{,}0215 - 0{,}5425\,z_1 - 0{,}5495\,z_3 + \\ +1{,}8097\,(z_1 z_2 + +z_2 z_3 + z_1 z_3) - 3{,}7038 z_1^2 - 2{,}8268\,z_2^2 - 4{,}4915 z_3^2, \\ 0{,}0723 z_1 - 0{,}0933\,z_2 + 1{,}1104\,z_3 \ge 1{,}4392, \\ 0{,}0723\,z_1 - 0{,}0933\,z_2 + 1{,}1104\,z_3 \le 1{,}4486, \\ 0{,}0387\,z_1 - 0{,}2102 z_2 + 1{,}2679\,z_3 \ge 1{,}4421, \\ 0{,}0387\,z_1 - 0{,}2102\,z_2 + 1{,}2679\,z_3 \le 1{,}4399. \end{cases}$$

Ця задача квадратичного програмування розв’язана за допомогою пакета “Maple”. Оптимальні значення фазових координат дорівнюють $z_1^* = 1{,}4567$, $z_2^* = 1{,}7139$, $z_3^* = 1{,}3873$. Їм відповідають значення множників Лагранжа $\lambda_1^* = 0$, $\lambda_2^* = 1{,}3498$, $\mu_1^* = 2{,}8806$, $\mu_2^* = 0$. Оскільки розрахунки проводили для обезрозмірених даних, які отримали діленням статистичних даних на відповідне значення $\mathbf{x}_0$ у початковому 1978 р., фактичні дані $\mathbf{x}$ знаходили за формулою $x_i = e^{z_i} \cdot x_{i0}$, $i = \overline{1,3}$. Оптимальний розв’язок задачі оптимізації подано у табл. (дані подані в євро на душу населення). Тут навели оптимальні (2008 р.) та реальні значення (за 2007 і 2008 рр.) економічних показників, що характеризують макроекономічний розвиток Франції. В останніх двох стовпцях маємо відносні прирости оптимальних розв’язків порівняно з реальними даними за 2007 і 2008 роки.

Оптимальні та реальні значення економічних показників

Макроекономічні показники	Оптимальні значення, €, на одного мешканця	Реальні значення, €, на одного мешканця		Відносний приріст, %	
		2007 р.	2008 р.	2007 р.	2008 р.
Приріст основних фондів	6866,83	6400	6700	6,80	2,43
Фонд заробітної платні	8325,85	7900	8000	5,11	3,91
Експорт	16016,10	15300	15700	4,47	1,97
Валовий випуск реального сектору економіки	17263,18	16400	16900	5,00	2,10
Споживчі витрати домогосподарств	28623,20	26600	27300	7,07	4,62
Чистий національний прибуток	27957,38	25700	26400	8,07	5,57

Як бачимо, для досягнення максимального приросту чистого національного прибутку Франції за 2008 р. (порівняно з 2007 р. він становить 8,07%) необхідно дотримуватися таких рекомендацій: приріст основних фондів повинен становити 6,80%, приріст фонду заробітної платні – 5,11%, приріст експорту – 4,47%. У цьому разі валовий випуск реального сектору економіки збільшується на 5,00%, а споживчі витрати домогосподарств – на 7,07% (всі дані подано у розрахунку на душу населення країни).

7. ВИСНОВКИ

Розглянуто ідентифікацію та статичну оптимізацію макроекономічних процесів за допомогою економетричного моделювання. Адекватність побудованих алгоритмів перевірена на реальних прикладах макроекономічної динаміки. Високі імітаційні та прогнозні властивості моделі свідчать про можливість використання отриманих результатів при моделюванні реальних макроекономічних систем.

СПИСОК ВИКОРИСТАНОЇ ЛІТЕРАТУРИ

1. *Айвазян С.А.* Прикладная статистика и основы эконометрики / С.А. Айвазян, В.С. Мхитарян. – М.: Юнити, 1998.
2. *Колемаев В.А.* Экономико-математическое моделирование. Моделирование макроэкономических процессов и систем / В.А. Колемаев. – М.: ЮНИТИ-ДАНА, 2005.
3. *Гук А.К.* Социальные системы. Формализация и компьютерное моделирование: Учебное пособие / А.К. Гук. – Омск: Омск. гос. ун-т, 2000.
4. *Льюнг Л.* Идентификация систем. Теория для пользователя / Л. Льюнг. – М.: Наука. Гл. ред. физ.-мат. лит., 1991.
5. *Greene W.H.* Econometric analysis, Fifth Editional / W.H. Greene. – N. J.: Prentice Hall Upper Saddle River, 2003.

6. *Moonen M.* On- and off-line identification of linear state-space models / M. Moonen, B. Moor, L. Vandenberge, J. Vandewalle // International Journal of Control. – 1989. – Vol. 49., No 1. – P. 219–232.
7. *Wang F.* Novel ICA algorithm with nonparametric estimation based on GGD kernel / F. Wang, H. Li, Y. Zhang, R. Li // International Journal of Innovative Computing, Information and Control. – 2006. – Vol. 2, No 2. – P. 427–440.
8. *Назаренко О.М.* Основи економетрики: Вид. 2-ге, переоб.: Підручник / О.М. Назаренко. – К.: Центр навчальної літератури, 2005.
9. *Аттетков А.В.* Методы оптимизации / А.В. Аттетков, С.В. Галкин, В.С. Зарубин. – М.: Издательство МГТУ им. Н.Э. Баумана, 2003.
10. *Intriligator M.D.* Mathematical optimization and economic theory / M.D. Intriligator. – PA: Society for Industrial and Applied Mathematics, 2002.
11. *Назаренко О.М.* Моделювання ефектів другого порядку і статистична інференція в класі гнучких функціональних форм / О.М. Назаренко, М.В. Карпуша // Вісник Запорізького національного університету. Збірник наукових статей. Фізико-математичні науки. – 2008. – № 1. – С. 146–153.
12. *Конюховский П.* Математические методы исследования операций в экономике / П. Конюховский. – СПб.: Питер, 2000.
13. *Поляк Б.Т.* Введение в оптимизацию / Б.Т. Поляк. – М.: Наука, 1983.
14. *Анищенко В.С.* Детерменированный хаос / В.С. Анищенко // Соросовский образовательный журнал. – 1997. – № 6. – С. 70–76.
15. *Nazarenko O.M.* Parametric Identification of State-Space Dynamic Systems: A Time-Domain Perspective / O.M. Nazarenko, D.V. Filchenko // International Journal of Innovating Computing, Information and Control. – 2008. – Vol. 4., No 7. – P. 1553–1566.
16. Сайт статистики: http://epp.eurostat.ec.europa.eu/

Стаття: надійшла до редколегії 10.10.2012
доопрацьована 05.12.2012
прийнята до друку 24.01.2013

СПЕЦИФИКАЦИЯ, ИДЕНТИФИКАЦИЯ И РЕШЕНИЕ ЗАДАЧИ СТАТИЧЕСКОЙ ОПТИМИЗАЦИИ В СЛУЧАЕ СЛАБОФОРМАЛИЗОВАННЫХ СИСТЕМ

А. Назаренко, М. Карпуша

Сумской государственный университет,
ул. Римского-Корсакова, 2, Сумы, 40007. e-mail: marina_karpusha@ukr.net

Предложен метод идентификации и оптимизации системы с неопределенным законом развития с помощью эконометрического анализа. Рассмотрено статическую оптимизацию идентифицированной модели, в которой для спецификации целевой функции использовано транслогарифмическую функцию, а для построения системы ограничений – линейные функциональные формы. Апробацию построенных алгоритмов провели на данных временных рядов реальных макроэкономических систем.

Ключевые слова: спецификация, идентификация, прогнозирование, оптимизация, транслогарифмическая регрессия.

SPECIFICATIONS, IDENTIFYING AND SOLVING PROBLEMS OF STATIC OPTIMIZATION IN CASE OF WEAKLY FORMALIZED SYSTEMS

A. Nazarenko, M. Karpusha

Sumy State University,
Rymskogo-Korsakova str., 2, Sumy, 40007, e-mail: marina_karpusha@ukr.net

We propose a method for the identification and optimization of the system with an uncertain legal development with the help of econometric analysis. Considered static optimization identified a model in which used translog function. To build a system of restrictions used linear functional forms. Testing of these algorithms conducted on time series data of real macroeconomic systems.

Key words: specifications, identification, forecasting, optimization, translog regression.