

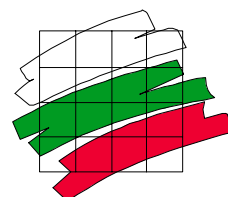
4/2006

СЕРИЯ ИКОНОМИЧЕСКИ ИЗСЛЕДВАНИЯ

**КОНСТРУИРАНЕ НА ИНДИКАТОРИ ЗА
БЪЛГАРСКАТА ИКОНОМИКА С ОБОБЩЕНИ
ДИНАМИЧНИ ФАКТОРНИ МОДЕЛИ**

Иглика Василева

АГЕНЦИЯ ЗА
ИКОНОМИЧЕСКИ
АНАЛИЗИ И
ПРОГНОЗИ



Свободното използване на тази публикация е допустимо по реда и при условията на Чл. 24 от Закона за авторското право и сродните му права.

Изводите, интерпретациите и позициите изложени в това икономическо изследване принадлежат изцяло на автора и не могат по никакъв начин да бъдат приписани на Агенцията за икономически анализи и прогнози.

ISBN-10: 954-567-058-4

ISBN-13: .978-954-567-058-9

© Агенция за икономически анализи и прогнози, 2006

София 1000, ул. "Аксаков" 31

тел.: 9859 56 01, 981 65 97

факс: 981 33 58, 980 93 22

www.aeaf.minfin.bg

Конструиране на индикатори за българската икономика с обобщени динамични факторни модели

Иглика Василева

1 Въведение

Много икономически решения се взимат на основата на прогнози на съответните макроикономически показатели. Времевите редове от макроикономически променливи за страните, които се присъединиха към Европейския съюз през 2004 г., както и за България и Румъния, са сравнително малки заради периода на преход на тези икономики към пазарни стопанства, започнал в началото на 90-те години. Въпреки кратките времеви редове обаче, наборът от променливи, които имат някакво отношение към прогнозираната променлива, може да е много голям. Тези две особености на макроикономическата статистика за България правят динамичните факторни модели предпочитан метод за прогнозиране, защото при него малката дължина на редовете може да се компенсира с по-голям набор от променливи.

Факторните модели позволяват да се извлече и синтезира информация от голям брой показатели. Този тип модели се основават на предположението, че динамиката на макроикономическите променливи се дължи, поне в известна степен, на наличието на общи шокове върху всички показатели. По този начин поведението на N на брой променливи може да се апроксимира с един или повече общи фактора. Формулирането на фактори, които да синтезират информацията от много променливи се подкрепя като идея не само от академичните среди, но се използва също и на практика от редица институции като Европейската централна банка, Европейската комисия, Федералната резервна банка на Чикаго и Центъра за изследване на икономическата политика (Сеп-

tre for Economic Policy Research).

Като допълнителна мотивация за конструирането на факторни модели служат и редица иконометрични изследвания от последните няколко години, като например Stock and Watson (2002), които показват, че използването на голям брой променливи може значително да подобри прогнозите в условията на бързо променящи се икономики. Подобриенето се дължи на факта, че динамичният факторен анализ по своята същност не изисква да се правят конкретни допускания за структурата на икономиката, като се използва във възможно най-голяма степен наличната информация.

Факторният анализ дава възможност N на брой наблюдаеми променливи да се обобщят с $q < N$ на брой ненаблюдаеми променливи (обща фактори). Нека допуснем, че всяка от наблюдаемите (нормирани и стандартизирани) променливи x_{jt} може да се изрази като комбинация от общите фактори u_{ht} и специфичен компонент ξ_{jt} :

$$x_{jt} = \sum_{h=1}^q b_{jh} u_{ht} + \xi_{jt}. \quad (1)$$

Променливата $\chi_{jt} = x_{jt} - \xi_{jt}$ наричаме общ компонент на реда x_{jt} . За факторите u_{ht} предполагаме, че са некорелирани както помежду си, така и със специфичните компоненти ξ_{jt} . За последните също налагаме ограничението да не са корелирани помежду си.

Теглата b_{jh} дават корелацията на h -тия общ фактор с j -тата променлива, а b_{jh}^2 дават дела на дисперсията на j -тата променлива, която се обяснява с h -тия общ фактор. Следователно сумата на квадратите на теглата $\sum_{h=1}^q b_{jh}^2$ представлява дела от дисперсията на j -тата променлива, който се обяснява от общите фактори и може да се използва като индикатор за това, доколко даден времеви ред има обща динамика с останалите променливи.

При допускането, че факторите и специфичните компоненти са еднакво и независимо разпределени във времето, гореописаният модел може да се оцени с метода на максималното правдоподобие.

Анализът на главните компоненти може да се разглежда като един вид факторен анализ. При него целта е да се обясни по-голямата част от вариациите на наблюда-

ваните променливи с помощта на линейни комбинации от наличните данни.¹ За разлика от стандартните факторни модели обаче, при главните компоненти не се налага да се правят допускания нито по отношение на корелациите на специфичните компоненти помежду им, нито по отношение на корелациите с общите компоненти. Schneeweiss (1997) доказва, че главните компоненти на променливите съвпадат при слабо ограничаващи условия с факторните оценки, получени с метода на максимално правдоподобие, при допускането за независимост и еднакво разпределение на факторите и на специфичните елементи.

Forni, Hallin, Lippi and Reichlin (2000) обогатяват метода на главните компоненти, като създават рамка за изследване на динамичните връзки между разглежданите променливи. Те използват **динамичните главни компоненти**, изложени в Brillinger (1981). В основни линии идеята на динамичните главни компоненти е да се пресметнат собствените вектори на матрицата на спектралната плътност на променливите в различни честоти и те да се комбинират. Практическият проблем, свързан с това, че за оценяването на спектралната плътност са необходими и водещи стойности на променливите,² е отстранен в Altissimo et al. (2001).

Методът на динамичен факторен анализ, разработен от Forni, Hallin, Lippi and Reichlin (2000) елиминира необходимостта наблюдаваните редове от макроикономически променливи да бъдат предварително класифицирани като водещи, синхронни или закъсняващи. Тази класификация става автоматично, като се взима предвид водещия, едновременен или закъсняващ характер на данните спрямо референтния ред.

Основните предимства на използването на съставни индикатори за анализ на общите тенденции в икономиката са посочени в Altissimo et al. (2001):

- **Изглаждане по сектори.** Секторни шокове не би трябвало да имат голямо влияние върху съставния показател. Основна цел на използването на фактори е да се елиминира специфичния компонент и по този начин да се получи по-добър сигнал за общата тенденция.

¹На практика главните компоненти се изчисляват, като се пресметнат собствените стойности и собствените вектори на ковариационната матрица на променливите.

²Ако се прави оценка на дадена променлива в момент t , под водещи стойности (lead values) се имат предвид стойностите от t нататък, т.е. $t + 1, t + 2 \dots$

- **Изглаждане във времето.** Специфичният компонент не е единственият шум, от който трябва да се изчистят редовете. В предварителната обработка данните се изчистват от сезонни колебания. Възможно е и да се разглеждат различни честотни области за факторите и по този начин да се разграничат краткосрочните от цикличните и дългосрочни компоненти на редовете.
- **Навременност на информацията за променливите.** Основно изискване към променливите, които се включват при определянето на общите фактори, е данните за тях да се публикуват с малко закъснение след края на отчетния период и да няма съществени последващи ревизии. По този начин се получават оценки за икономическата дейност в страната много преди публикуването на данните от националните сметки за съответния период.

В настоящата разработка сме приложили метода на Forni, Hallin, Lippi and Reichlin (2000) с две различни цели: (i) от една страна, да се прогнозира номиналният БВП на България и (ii) от друга страна, да се създаде съставен индикатор, който на месечна основа да предоставя синтезирана информация от различните икономически показатели и да дава ясни сигнали за общите тенденции в икономиката на България. В следващия раздел е описана накратко използваната методология. В третия раздел на работата са представени резултатите от направените изследвания. Накрая са направени изводи и са очертани някои насоки за бъдеща работа.

2 Теоретична постановка

Да разгледаме N на брой времеви реда x_{jt} , $j = 1, \dots, N$, всеки от които е слабо стационарен процес със средна нула. Нека също всички редове са съвместно стационарни, т.е. n -мерният процес $(x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})$ е стационарен за всяко n . Да допуснем, че всяка променлива може да се представи като сума от два взаимно ортогонални ненаблюдаеми компонента – общ и специфичен:

$$x_{jt} = \chi_{jt} + \xi_{jt} = \sum_{h=1}^q b_{jh}(L)u_{ht} + \xi_{jt}. \quad (2)$$

В горното равенство сме приели, че промените в общия компонент χ_{jt} се дължат на q на брой фактора или външни шокове u_{ht} , които са общи за всички променливи в системата. Приема се, че $u_t = (u_{1t}, u_{2t}, \dots, u_{qt})'$ е стационарен процес с неизродена матрица на спектралната плътност. Допуска се факторите да имат различна лагова структура. Лаговият оператор L е дефиниран с равенството: $L^k u_{ht} = u_{ht-k}$.

За да завършим обясненията по формула (2), ще се спрем на специфичния компонент ξ_{jt} . Той интуитивно може да се опише като частта от динамиката на всяка променлива, която не се обяснява от общите фактори. Тя е строго индивидуална за конкретната променлива и не влияе върху останалите показатели. Затова е логично да поискаме специфичните компоненти да са независими от общите фактори. Обобщените динамични факторни модели, теоретично обосновани от Forni, Hallin, Lippi and Reichlin (2000), допускат ограничена корелация между специфичните елементи. В това именно се състои „обобщението“ спрямо другите методи за оценяване на динамични фактори.³

Без условието за ортогоналност на специфичните компоненти обаче, общите компоненти не могат да бъдат идентифицирани. Forni, Hallin, Lippi and Reichlin (2000) решават този проблем, като дефинират допълнителни условия за спектралната плътност на x_t за $N \rightarrow \infty$. Те налагат условията: (i) най-голямата собствена стойност на ковариационната матрица на вектора $(\xi_{1t}, \xi_{2t}, \dots, \xi_{Nt})'$ да е ограничена при $N \rightarrow \infty$ и (ii) $q(s+1)$ -те най-големи собствени стойности на $(\chi_{1t}, \chi_{2t}, \dots, \chi_{Nt})'$ да не са ограничени. С s е означен максималният брой на лаговете във формула (2).

Направените допускания могат подробно да се проследят във Forni, Hallin, Lippi and Reichlin (2000), но Altissimo et al. (2001) най-общо очертават две цели за налагането на горните ограничения: (i) да се направи допускане за съвместната ковариационна структура на специфичните елементи, която не изключва, но ограничава корелациите между тях. Това условие е необходимо, за да може дисперсията на променливите, дължаща се на специфичните им компоненти, да клони към нула, когато $N \rightarrow \infty$; (ii) да се осигури наличието на минимална корелация между общите компоненти

³В литературата се използват още и термините „точни“ динамични факторни модели и „приблизителни“ динамични факторни модели, които се отнасят до модели, които изключват наличието на корелация между специфичните компоненти или съответно които я допускат.

на редовете.

Forni, Hallin, Lippi and Reichlin (2000) отслабват допускането за некорелираност между специфичните компоненти, но запазват предположението за ортогоналност на общите и специфични елементи. То е ключово за модела, защото ни позволява да напишем равенството:

$$\Sigma(\theta) = \Sigma_{\chi}(\theta) + \Sigma_{\xi}(\theta), \quad (3)$$

където със $\Sigma(\theta)$, $\Sigma_{\chi}(\theta)$ и $\Sigma_{\xi}(\theta)$ сме означили спектралните плътности съответно на времевите редове и техните общи и специфични компоненти. Тогава, ако получим оценка за спектралната плътност на χ_t , можем да пресметнем и тази на ξ_t .

Спектралното представяне на даден стационарен времеви ред позволява той да бъде разложен на краткосрочна, циклична и дългосрочна компонента. По този начин дисперсията може да бъде разглеждана като сума на приносите на отделните подредове. Спектралната плътност на $x_t = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})'$, изчислена в честота θ се дефинира като

$$\Sigma(\theta) = \frac{1}{2\pi} \sum_{k=-\infty}^{\infty} \Gamma_k e^{-i\theta k}, \quad (4)$$

където с Γ_k сме означили автокорелационната функция на процеса в k -тия лаг. Непараметрична оценка на спектралната плътност с прозорец на Бартлет⁴ с размер M на $\Sigma(\theta)$ можем да получим по формулата:

$$\hat{\Sigma}(\theta) = \frac{1}{2\pi} \sum_{k=-M}^M \omega_k \hat{\Gamma}_k e^{-i\theta k}. \quad (5)$$

В горната формула с $\hat{\Sigma}(\theta)$ и $\hat{\Gamma}_k$ са означени съответно оценката на спектралната плътност на x_t и извадъчната автокорелационна функция. С цел да намерим динамичните главни компоненти, за всяка честота се пресмятат собствениите стойности и собствените вектори на $\hat{\Sigma}(\theta)$.

Нека собствените стойности на спектралната плътност на x_t в θ -тата честота са подредени по низходящ ред и с $\lambda_j(\theta)$ е означена j -тата от тях. Ако възприемем

⁴За прозореца на Бартлет теглата се определят по формулата $\omega_k = 1 - \frac{|k|}{M+1}$.

означението $\lambda_j = \int_{-\pi}^{\pi} \lambda_j(\theta) d\theta$, то, аналогично на статичните главни компоненти, процентът на обяснената от q фактора дисперсия на x_t се задава от отношението

$$\frac{\lambda_1 + \dots + \lambda_q}{\lambda_1 + \dots + \lambda_N}. \quad (6)$$

Ако с $\Lambda_q(\theta)$ означим $q \times q$ диагоналната матрица, чийто главен диагонал е съставен от q -те най-големи собствени стойности на $\hat{\Sigma}(\theta)$, а с $V_q(\theta)$ - $n \times q$ -мерната матрица, чиито стълбове са съответните собствени вектори, можем да получим оценка на спектралната плътност на общите компоненти $\chi_t = (\chi_{1t}, \chi_{2t}, \dots, \chi_{qt})'$:

$$\hat{\Sigma}_\chi(\theta) = V_q(\theta) \Lambda_q(\theta) \tilde{V}_q(\theta), \quad (7)$$

където $\tilde{V}(\theta)$ е спрегнатата и транспонирана матрица на $V(\theta)$ ⁵.

След като сме получили оценки на Σ_x и Σ_χ , можем да оценим и спектралната плътност на специфичния елемент Σ_ξ като разлика между спектралните плътности на x и на χ . Прилагайки обратната дискретна фуриерова трансформация, получаваме оценка на ковариационните матрици на общия и специфичен компонент за различни лагове:

$$\hat{\Gamma}_{\chi^k} = \frac{2\pi}{2M+1} \sum_{h=-M}^M \hat{\Sigma}_\chi(\theta_h) e^{i\theta_h k} \quad (8)$$

$$\hat{\Gamma}_{\xi^k} = \frac{2\pi}{2M+1} \sum_{h=-M}^M \hat{\Sigma}_\xi(\theta_h) e^{i\theta_h k}. \quad (9)$$

Получените оценки на ковариационните матрици са състоятелни⁶ и ни позволяват да оценим q -те фактора със съответните лагове, все едно че са отделни статични фактори. С други думи, предполагайки, че полиномите $b_{jh}(L)$ са от ред s , оценяваме $q(s+1)$ на брой променливи $u_{h,t-k}$, $h = 1, \dots, q$, $k = 0, 1, \dots, s$.

Тъй като дефинираните по-горе статични фактори могат да бъдат еднозначно идентифицирани от модела само ако се наложат допълнителни ограничения, нека

⁵Вж. Forni, Hallin, Lippi and Reichlin (2000).

⁶Вж. Forni, Hallin, Lippi and Reichlin (2001).

оценим вектор от линейни комбинации от такива вектори, означен с v_t , който дефинира същото информационно множество.

Нека с $\check{\Gamma}_{\xi_0}$ означим диагоналната матрица, на чийто главен диагонал имаме дисперсиите на специфичните компоненти ξ_{jt} , $j = 1, \dots, n$. Тогава, един логичен критерий за оценка на обобщените главни компоненти е за всяко $j = 1, \dots, n$ да вземем такава линейна комбинация от x_{jt} $t = 1, \dots, T$, че да минимизираме съотношението на дисперсията на специфичния компонент към тази на общия компонент⁷. Това означава да вземем първите $q(s+1)$ обобщени главни компоненти на $\hat{\Gamma}_{\chi_0}$ по отношение на $\check{\Gamma}_{\xi_0}$. С други думи, трябва да пресметнем обобщените собствени стойности μ_j , т.е. n -те на брой комплексни числа, които удовлетворяват

$$\det(\Gamma_{\chi_0}^T - \mu \check{\Gamma}_{\xi_0}) = 0, \quad (10)$$

както и съответните им собствени вектори V_j по формулата:

$$V_j \hat{\Gamma}_{\chi_0} = \mu_j V_j \check{\Gamma}_{\xi_0}. \quad (11)$$

Собствените вектори нормализираме така, че да е изпълнено условието:

$$V_j \check{\Gamma}_{\xi_0} V_i' = \begin{cases} 0 & j \neq i \\ 1 & j = i. \end{cases} \quad (12)$$

Като вземем $q(s+1)$ -те най-големи собствени стойности и съответните им собствени вектори, получаваме следната оценка:

$$v_{jt} = V_j' x_t, \quad j = 1, \dots, q(s+1). \quad (13)$$

При означенията $V = (V_1, \dots, V_{q(s+1)})$ и $v_t = (V_{1,t}, \dots, V_{q(s+1),t})$ получаваме следната оценка за χ_{t+h} , $h = 0, \dots, s$ при налична информация до период t :

$$\hat{\chi}_{t+h} = \hat{\Gamma}_{\chi^h} V (V' \hat{\Gamma}_0 V)^{-1} V' x_t. \quad (14)$$

За тази оценка Forni, Hallin, Lippi and Reichlin (2001) доказват, че ако $n \rightarrow \infty$ и $T \rightarrow \infty$ по подходящ начин, то $\hat{\chi}_t$ клони към χ_t по вероятност и $\hat{\chi}_{t+h}$ клони към теоретичната проекция на χ_{t+h} върху пространството, породено от настоящите и минали стойности на u_{1t}, \dots, u_{qt} .

⁷За повече подробности вж Forni, Hallin, Lippi and Reichlin (2001). В тази статия също се доказва, че $\check{\Gamma}_{\xi_0}$ дава по-добри резултати от $\hat{\Gamma}_{\xi_0}$ в случая, когато броят на променливите n значително надвишава броя на наблюденията T .

3 Емпирична част

В настоящата разработка се описват два индикатора за българската икономика с различно предназначение. Първият е разработен с цел да прогнозира номиналния БВП. Вторият индикатор няма прогностична цел. Неговото предназначение е да обобщава текущите тенденции в икономиката на месечна основа. Оказва се обаче, че индикаторът на текущото състояние, макар и с по-малка дисперсия, сравнително добре следва движението на реалния растеж на БВП.

Различните цели и наличност на данни на двата индикатора обуславят използването на данни с различна периодичност, които покриват различни времеви периоди. Изборът на начална дата е свързан на първо място с наличността на данни. На второ място се избягва използването на данни преди 1998 г., тъй като през 1996 – 1997 г. българската икономика претърпя дълбока финансова и икономическа криза и стойностите за този период на много от променливите са екстремни.

И за двата индикатора броят на включените обясняващи променливи значително надвишава броя на наблюденията, което прави параметричните методи за анализ неприложими и обуславя използването на факторен анализ.

Променливите, включени в предварителния анализ, са подробно изброени и описани в приложение 1 и 2. Най-общо те могат да бъдат обединени в няколко групи данни: национални сметки, бизнес анкети, цени, финансови показатели, пазар на труда, външни показатели и фискални променливи. За да отговорят на предположенията на модела за стационарност и нулева средна и за да се премахне сезонността на времевите редове, са взети първи разлики и получените редове са центрирани и нормирани.

Изчисленията, които сме представили, са направени на Matlab, като частично са използвани програмите на Марио Фorni, публикувани на страницата му в интернет (http://www.economia.unimore.it/forni_mario/matlab.htm).

От практическа гледна точка факторният анализ, който сме направили и за двата типа индикатори, има следните етапи:

1. **Предварителен оглед на данните.** Преди същинската част на анализа е

направено предварително отсейване на променливите от модела, като са изключени тези, които имат ниска корелация с номиналния БВП (под 0.30 за всички лагове).

В резултат на изучаването на корелациите на отделните променливи с референтните редове за двата модела, е възможно да се направят някои общи изводи за цикличното поведение общо по групи променливи.

- **Бизнес анкети:** Повечето показатели от анкетите са значими и проциклични. Единствено бизнес климатът в строителството има малки и отрицателни корелации с БВП.
- **Цени:** Като цяло, цените (ИПЦ, ИЦП, международни цени, изкупни цени на растителни и животински продукти) показват силно проциклично поведение, като най-често са водещи с един лаг.
- **Финансови показатели:** Данните за България показват доста силна процикличност на номиналното парично предлагане. Кредитите към неправителствения сектор също имат добри показатели, но тяхното влияние се проявява с лаг от близо две години. С лихвените проценти има значима отрицателна връзка, но тя отново се проявява с голям лаг.
- **Пазар на труда:** От показателите на пазара на труда единствено заетостта има значимо проциклично поведение. При номиналните и реални заплати, безработицата, производителността на труда и цената на единица труд, корелациите с референтните редове или са незначителни, или са с обратния на очаквания знак.
- **Външни показатели:** В тази група показателите на внос и износ имат високи корелации с референтните редове. За разлика от тях, показатели като БВП или бизнес климат в еврозоната формално показват неочаквано слаба връзка с икономическата дейност.
- **Фискални показатели:** От фискалните променливи приходите от данък добавена стойност са силно значими и проциклични.

2. Избор на променливите, участващи в оценката на общите фактори.

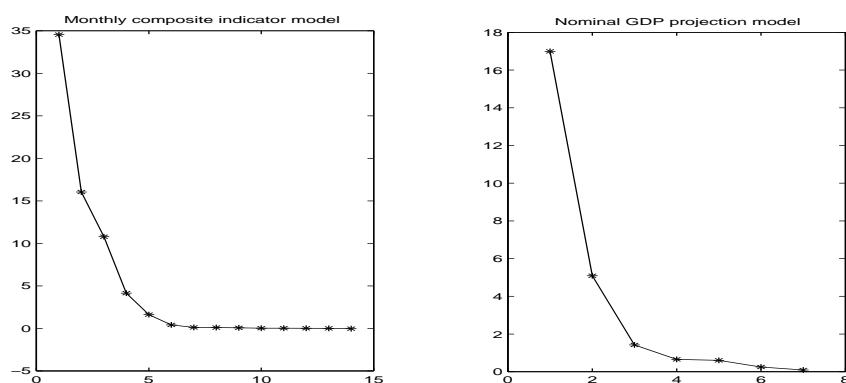
След като се премахнат променливите с ниска корелация с БВП, за всяка от

останалите величини разглеждаме отношението между дисперсиите на оцененния ѝ общ компонент и дисперсията на самия времеви ред. Това отношение е показател за това, доколко даденият ред има подобна на останалите редове динамика. Друг критерий за избор на променливите, които да останат в модела, е корелацията между общия им компонент и общия компонент на референтния ред да е силна. Така, в крайния вариант на модела сме оставили променливи, които в разумна степен да отговарят и на двата гореописани критерия.

3. Определяне на броя на факторите. След като са определени променливите в модела, трябва да се фиксира броят на факторите, които да описват общото поведение на тези променливи. За тази цел съществуват няколко метода. На първо място могат да се използват информационни критерии. Второ, по аналог със статичните главни компоненти, могат да се изобразят собствените стойности на спектралната плътност на x_t , подредени по низходящ ред. Тогава броят на общите компоненти се определя от последната собствена стойност преди пречупването на кривата от собствените стойности.

От фигура 1 се вижда, че оптималният брой на факторите и за модела за месечния съставен индикатор е четири, докато за синхронния индикатор за номиналния БВП е три.

Фигура 1: Собствени стойности на спектралната плътност, подредени по низходящ ред



4. **Определяне на броя на лаговете за автокорелационните функции.** В настоящата разработка е използван максимален лаг от четири и дванадесет периода назад съответно за тримесечния модел (за номиналния БВП) и за месечния модел (съставния индикатор). Тези стойности съответстват на общата практика в динамичния факторен анализ.

3.1 Синхронен индикатор за номиналния БВП

За факторния модел за оценяване на номиналния БВП са използвани тримесечни данни от началото на 1998 г.

В резултат на изброените по-горе практически стъпки за оценяване на динамичен факторен модел, в крайния вариант на модела остават следните променливи:

- **Индекс на потребителските цени.** Тъй като за референтен ред е използван номиналният БВП, в неговото нарастване е включен и ценовият ефект.
- **Бизнес климат в промишлеността.** Често за оценяването на общите фактори за динамиката на БВП се използва индексът на промишлено производство. Тъй като съпоставими данни за този показател за България има едва от 2000 г. насам, като приближение на индустриалното производство е използван бизнес климата в промишлеността. Бизнес климатът в промишлеността е средно геометрично от оценките на предприемачите в отрасъла на настоящата и бъдеща бизнес ситуация.
- **Цена на медта на международните пазари.** Включването на тази променлива в крайния вариант на модела е малко неочаквано от гледна точка на икономическата логика. Направените симулации без нея обаче показаха значително влошаване на резултатите. Цената на медта би могла да се разглежда като показателна за конюнктурата на международните пазари.
- **Паричен агрегат М2.** Както вече споменахме, връзката номинален БВП - пари е доста значима за България.

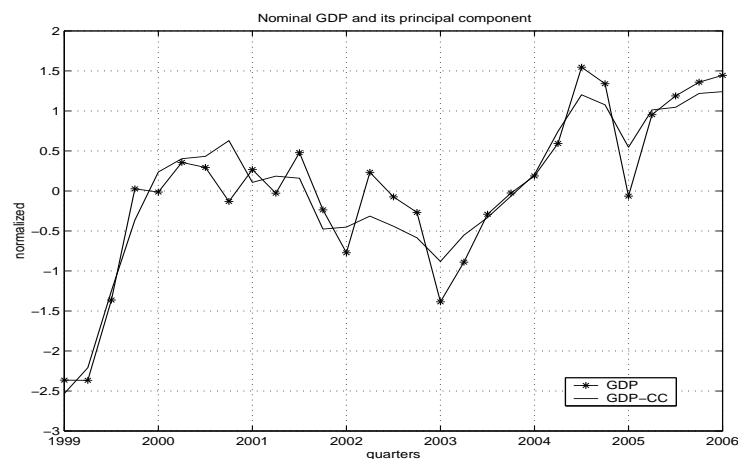
- **Приходи от данък добавена стойност.** Имайки предвид големия дял на потреблението в БВП и като отчетем, че ДДС е косвен данък върху потреблението, добрата му корелация с БВП е съвсем очаквана.
- **Очаквания за цените в промишлеността.** Този показател също е от бизнес анкетите на НСИ в промишлеността. Той отразява очакванията на предприемачите по отношение на цените на тяхната продукция през следващите три месеца и косвено измерва очакванията на предприемачите по отношение на търсенето на тяхната продукция.
- **Износ на стоки и услуги.** Тази променлива е включена с цел да се отчете промяната във външното търсене на българска продукция.
- **Внос на стоки и услуги.** Чисто технически вносът намалява БВП. Повишението на вноса обаче може да се възприеме и като засилване на потреблението и инвестиционната активност в страната. Анализът показва положителна връзка между БВП и вноса.

Резултатите от извършения динамичен факторен анализ са представени на фигура 2. От нея се вижда, че до голяма степен динамиката на БВП по текущи цени се обяснява от главния му компонент. Съотношението на дисперсията на последния към дисперсията на БВП е 0.94, което означава, че 94% от измененията в номиналния БВП се обясняват с главния му компонент. Следователно БВП по текущи цени би могъл сравнително добре да се апроксимира с главния си компонент и това би могло да се използва с прогностични цели.

За да оценим прогностичната способност на модела, по формула (14) са направени прогнози за всяко от тримесечията от средата на 2003 г., като съответните наблюдения са последователно изтривани от извадката, върху която е основана оценката за всяко от прогнозираните тримесечия.

Предварителните оценки (flash estimates) на графиката по-долу се различават от прогнозите по това, че за пресмятането на предварителните оценки се използват в максимална степен наличните отчетни данни за периода. По този начин, тъй като всички показатели в модела, с изключение на номиналния БВП, се публикуват в

Фигура 2: БВП по текущи цени (GDP) и главният му компонент (GDP-CC)



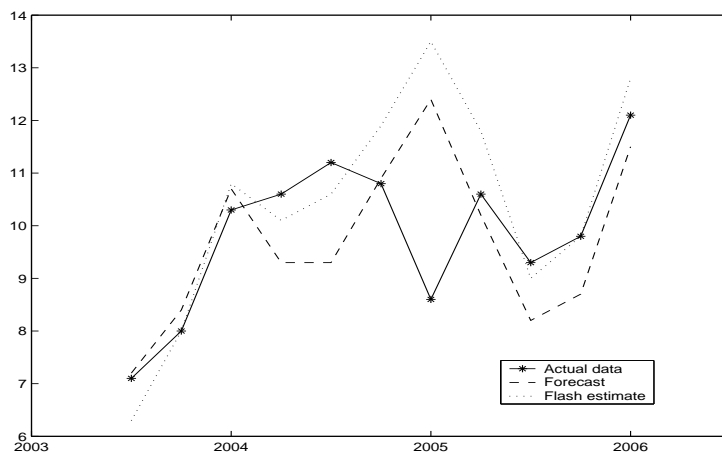
рамките на 30 дни след края на отчетния период, можем да получим оценка за номиналния БВП близо два месеца преди публикуването на тримесечните национални сметки на България, като се използват отчетните данни за останалите променливи. Така се избягва грешката, свързана с прогнозирането и на обясняващите променливи.

Таблица 1: Прогнозни, предварително оценени и отчетни данни за БВП по текущи цени, процентно изменение спрямо съответния период на предходната година

	III'03	IV'03	I'04	II'04	III'04	IV'04	I'05	II'05	III'05	IV'05	I'06
Отчетни данни	7.1	8.0	10.3	10.6	11.2	10.8	8.6	10.6	9.3	9.8	12.1
Прогноза	7.2	8.4	10.7	9.3	9.3	10.9	12.4	10.2	8.2	8.7	11.5
Предварителна оценка	6.3	8.0	10.8	10.1	10.6	11.9	13.5	11.8	9.0	9.8	12.8

От фигура 3 и таблица 1 се вижда, че като цяло моделът добре улавя посоката и степента на изменението на нарастването на номиналния БВП. Голямо изключение прави първото тримесечие на 2005 г. Разминаването за този период се дължи на екстремната стойност на паричния агрегат $M2$, която е свързана с въведените от БНБ кредитни тавани. Според методологията за изчисляването им, за база са взети кредитите на търговските банки към първото тримесечие на 2005 г. Тъй като мерките на БНБ бяха предварително оповестени, търговските банки значително увеличиха кредитните си портфейли, за да постигнат по-висока база.

Фигура 3: Сравнение на отчетните стойности за номиналния БВП с прогнозата с една стъпка напред и предварителната оценка за текущия период (flash)



3.2 Месечен индикатор за текущото състояние на българската икономика

За съставния месечен индикатор на икономиката са използвани месечни данни от началото на 2001 г.

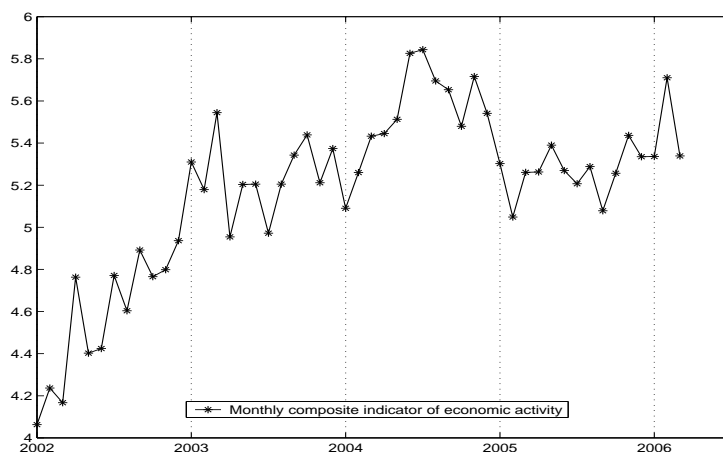
Аналогично на описания по-горе индикатор за номиналния БВП са отсеяни променливите, които, от една страна имат сходна динамика и, от друга страна, имат висока корелация с референтния ред (в случая - промишлените продажби). В резултат на анализа са избрани следните променливи за конструиране на съставния индикатор:

- Промислени продажби;
- Индекс на вътрешната търговия;
- Бизнес климат в еврозоната;
- Приток на поръчки в промишлеността;
- Индекс на цени на производител на вътрешния пазар;
- Индекс на международните цени на хранителните продукти;
- Индекс на международните цени на суровините;

- Месечните приходи на консолидирания бюджет;
- Износ на стоки в номинален размер в евро;
- Износ на услуги в номинален размер в евро;
- Внос на услуги в номинален размер в евро;
- Норма на безработица;
- Лихвен процент по краткосрочни кредити в левове;
- Индекс на софийската фондова борса SOFIX.

Промислените продажби са включени в индикатора и са избрани за референтен ред, тъй като за тях се счита, че те най-добре апроксимират БВП на месечна основа. Индексът на вътрешната търговия, от своя страна, улавя до голяма степен динамиката на потреблението. Износът и вносът, както и бизнес климатът в еврозоната и потокът на поръчки са свързани с външното и вътрешно търсене. Включени са и различни ценови индекси, както и лихви. Интересен е и фактът, че индексът на БФБ-София SOFIX сравнително добре следва общите тенденции в икономиката.

Фигура 4: Месечен съставен индикатор за българската икономика



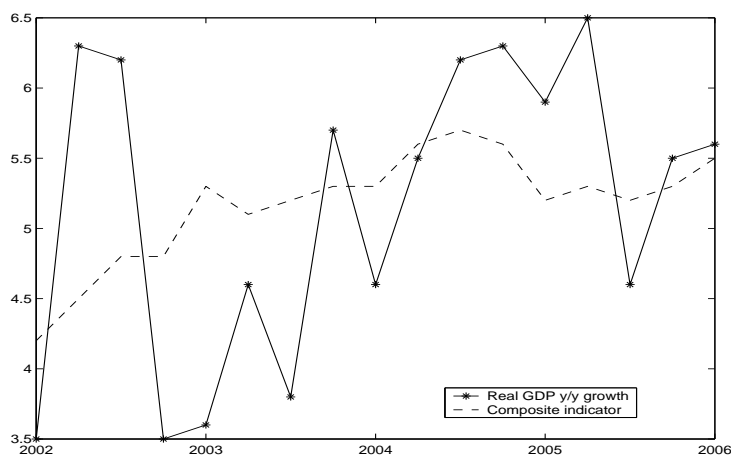
На фигура 4 е изобразен съставният показател, който измерва изменението в текущото състояние на българската икономика спрямо съответния месец на предходната година. Нарастването на икономическата дейност в България през 2002 г. до

голяма степен е свързано с външното търсене. През следващите три години се наблюдава обратната тенденция - вътрешното търсене е основен двигател на растежа, което в частност води до съществено превишаване на вноса над износа. Единствено през 2004 г. високите международни цени на металите обуславят слабото подобрене на външното търсене.

В началото на 2006 г. се наблюдава слабо понижение на темпа на растеж на потреблението, което се компенсира от засилената инвестиционна активност, която отчасти може да се свърже с очакваното присъединяване към ЕС в началото на 2007 г. Членството в ЕС е свързано както с по-добри възможности за износ за европейския пазар, така и с необходимостта да се въведат редица европейски стандарти, които изискват инвестиции. Засилената инвестиционна дейност и високите цени на петрола до голяма степен обуславят ръста на вноса и съответното влошаване на нетния износ на страната.

Показател за това доколко добре е конструиран съставният индикатор за българската икономика е неговата връзка с икономическия растеж. Графика 5 показва, че макар и със значително по-малка амплитуда, индикаторът улавя промяната в динамиката на реалния растеж на БВП.

Фигура 5: Реален растеж на БВП и съставен синхронен индикатор за българската икономика



4 Заключение

В настоящата разработка е представена методологията на динамичните факторни модели. Този тип анализ е практически приложен с две различни по своята същност цели: (i) за получаването на прогнози и предварителни оценки (flash estimates) на номиналния БВП на България по тримесечия; (ii) за обобщаването на информацията от различните икономически показатели в единствен месечен индикатор за текущите тенденции в икономиката.

Прогностичната способност на модела за прогнозиране на номиналния БВП може да се оцени като добра, като съвсем логично по-добри резултати се получават с предварителните оценки, тъй като при тях се използва отчетна информация за текущия период за всички променливи, с изключение на БВП. Като оценка за успеваемостта на месечния съставен индикатор може да се разглежда връзката му с реалния икономически растеж. Резултатите показват, че макар и със значително по-малка амплитуда, индикаторът улавя промяната в динамиката на икономическата дейност в България.

Описаната в тази статия работа би могла да бъде продължена поне в две посоки:

- Да се тества формално прогностичната способност на модела за прогнозиране и предварителна оценка на БВП по текущи цени и да се направи сравнение между прогностичната способност на динамичните факторни модели и резултатите, получени с традиционни параметрични модели;
- Да се използва инструментариумът на динамичните факторни модели, за да се изследва степента на синхронизираност между българския бизнес цикъл и този в страните от ЕС.

Приложение 1 - Списък на променливи, включени в първоначалния модел за прогнозиране на номиналния БВП

Съкращение	Описание	Източник	Честота
GDPn	Брутен вътрешен продукт по текущи цени	НСИ	т
Invest	Брутообразуване на основен капитал, текущи цени	НСИ	т
ChInv	Изменение на запасите	НСИ	т
EuBC	Бизнес климат в ЕС	Е	м
TotalBC	Общ бизнес климат в страната	НСИ	м
IndBC	Бизнес климат в индустрията	НСИ	м
ConstructBC	Бизнес климат в строителството	НСИ	м
RetailBC	Бизнес климат в търговията на дребно	НСИ	м
IndOrders	Ниво на поръчки в промишлеността	НСИ	м
IndPriceExp	Очаквания за цените на продукцията на предприятията от промишлеността за следващото тримесечие	НСИ	м
CapUtil	Натоварване на мощностите в промишлеността	НСИ	т
CPI	Индекс на потребителските цени	НСИ	м
Wheat	Международна цена на пшеницата	СБ	м
Cotton	Международна цена на памука	СБ	м
Copper	Международна цена на медта	СБ	м
Petr	Индекс на межд. цена на петрола при база 1990=100	СБ	м
NEC	Индекс на межд. цена на неенергийните стоки, 1990=100	СБ	м
Food	Индекс на межд. цена на хранит. продукти, 1990=100	СБ	м
Rast	Изкупни цени на растителните продукти	НСИ	т
Jiv	Изкупни цени на животинските продукти	НСИ	т
Wages	Средна работна заплата	НСИ	м
RealW	Реална средна работна заплата (дефлирана с ИПЦ)	НСИ, си	м
Unempl	Ниво на безработица	АЗ	м
Empl	Заетост	НСИ	т
Lpdcte	Производителност на труда	НСИ, си	т
ULC	Разходи на единица труд	НСИ, си	т
Wlpdcte	Разлика между изменението на работната заплата и на производителността на труда	НСИ, си	т
Vacancies	Незаети работни места	АЗ	м
LRUshare	Дял на дългосрочно безработните в общия брой безработни	АЗ	м
HhdIncome	Общ доход на домакинствата	НСИ	м

Currency	Пари извън банките	БНБ	м
M2	Паричен агрегат М2	БНБ	м
NGCredit	Кредит към неправителствения сектор	БНБ	м
IntDifferential	Лихвен диференциал между България и ЕС	БНБ, Е, си	м
SRIR	Лихва на междубанковия пазар в лева	БНБ	м
LRCTIR	Лихви по дългосрочни кредити в лева	БНБ	м
Eu25GDP	БВП на ЕС25	Е	т
EurozoneGDP	БВП на страните от еврозоната	Е	т
EXgBoP	Износ на стоки	БНБ	м
EXsBoP	Износ на услуги	БНБ	м
IMgBoP	Внос на стоки	БНБ	м
IMsBoP	Внос на услуги	БНБ	м
CA	Текуща сметка	БНБ	м
FDInet	Нетен приток на преки чуждестранни инвестиции	БНБ	м
BNBres	Резерви на БНБ	БНБ	м
SvGDP	Национални спестявания като дял от БВП	НСИ, БНБ, си	т
VATrev	Приходи от данък добавена стойност	МФ	м
RepRev	Общо приходи в републиканския бюджет	МФ	м
TaxRev	Данъчни приходи	МФ	м
RepExp	Общо разходи в републиканския бюджет	МФ	м
CapExp	Капиталови разходи	МФ	м

Приложение 2 - Списък на променливите, включени в първоначалния модел за съставен синхронен показател

Съкращение	Описание	Източник	Честота
IndSales	Индекс на промишлените продажби	НСИ	м
CPI	Индекс на потребителските цени	НСИ	м
PPI	Индекс на цени на производител на вътрешния пазар	НСИ	м
Trade	Индекс на вътрешната търговия	НСИ	м
EuBC	Бизнес климат в ЕС	Е	м
IndBC	Бизнес климат в индустрията	НСИ	м
IndCI	Показател на доверието в индустрията	НСИ	м
IndOrders	Ниво на поръчки в промишлеността	НСИ	м
IndStocks	Запаси от готова продукция в промишлеността	НСИ	м
IndPriceExp	Очаквания за цените на продукцията на предприятията от промишлеността за следващото тримесечие	НСИ	м
RetailBC	Бизнес климат в търговията на дребно	НСИ	м
Copper	Международна цена на медта	СБ	м
Petr	Индекс на межд. цена на петрола при база 1990=100	СБ	м
NEC	Индекс на межд. цена на неенергийните стоки, 1990=100	СБ	м
Food	Индекс на межд. цена на хранит. продукти, 1990=100	СБ	м
Raw	Индекс на межд. цена на суровините, 1990=100	СБ	м
MinMetal	Индекс на межд. цена на минералните суровини и металите	СБ	м
Gexp	Разходи в консолидирания бюджет	МФ	м
Grev	Приходи в консолидирания бюджет	МФ	м
VATrevenues	Приходи в бюджета от данък добавена стойност	МФ	м
M2	Паричен агрегат М2	БНБ	м
HhdRev	Общ доход на домакинствата	НСИ	м
HhdExp	Общ разход на домакинствата	НСИ	м
EXg	Износ на стоки	БНБ	м
EXs	Износ на услуги	БНБ	м
IMg	Внос на стоки	БНБ	м
IMs	Внос на услуги	БНБ	м
ER	Валутен курс BGN/USD	БНБ	м
Unempl	Ниво на безработица	АЗ	м
Vacancies	Незаети работни места	АЗ	м
STCTIR	Лихви по краткосрочни кредити в лева	БНБ	м
LRCTIR	Лихви по дългосрочни кредити в лева	БНБ	м
SOFIX	Пазарен индекс SOFIX	БФБ-София	д

Използвани съкращения:

АЗ	Агенция по заетостта
БНБ	Българска народна банка
БФБ-София	Българска фондова борса - София
д	дневна честота
Е	Евростат
НСИ	Национален статистически институт
м	месечна честота
МФ	Министерство на финансите
СБ	Световна банка
си	собствени изчисления
т	тримесечна честота

Литература

- Altissimo, F., A. Bassanetti, R. Cristadoro, M. Forni, M. Lippi, L. Reichlin and G. Veronese, 2001, “ A Real Time Coincident Indicator of the Euro Area Business Cycle”, CEPR Discussion Paper no. 3108 .
- Brillinger D., 1981, “ *Time Series Data Analysis and Theory* ”, Holt, Rinehart and Winston, New York.
- Burns A., W. Mitchell, 1946, “ *Measuring Business Cycles*”, NBER, New York.
- Forni M., M. Hallin, M. Lippi and L. Reichlin, 2000, “ The Generalized Dynamic Factor Model: Identification and Estimation”, *The Review of Economics and Statistics*, 82(4), 540-554.
- Forni M., M. Hallin, M. Lippi and L. Reichlin, 2001, “ The Generalized Dynamic Factor Model: One-Sided Estimation and Forecast”, CEPR discussion paper no. 3432.
- Geweke J., 1977, “ The Dynamic Factor Analysis of Economic Time Series”, in Aigner, D, A. Goldberger (eds), *Latent Variables in Socio-Economic Models*, North-Holland .
- Sargent T., C. Sims, 1977, “ Business Cycle Modelling without Pretending to Have Too Much A Priori Economic Theory”, in Sims C (ed) *New Methods in Business Research*, Federal Reserve Bank of Minneapolis.
- Schneider M. and M. Spitzer, 2004, “ Forecasting Austrian GDP Using the Generalized Dynamic Factor Model”, Oesterreichische Nationalbank, working paper 89.
- Schneeweiss H., 1997, "Factors and Principal Components in the Near Spherical Case *Multivariate Behavioural Research*, 32 (4), 375-401.
- Stock, J. and M. Watson (1999), “Forecasting Inflation”, *Journal of Monetary Economics*, 44, 293-335.
- Stock, J. and M. Watson (2002), “Forecasting Using Principal Components from a Large Number of Predictors”, *Journal of American Statistical Association*, 97, 1167-1179.