

МЕТОДИ ЗА ПРОГНОЗИРАНЕ НА БИЗНЕС-ЦИКЪЛА

Основната цел на разработката е да се дефинира и приложи методика за прогнозирането на бизнес-цикъла и по-специално на водещия съставен индикатор. Тази методика обединява някои известни елементи в литературата с някои нови елементи на оценка и ранжиране на прогнозите, използване на цялата полезна информация от множество прогнози и синтезирането им в една комбинирана прогноза.

C22; C81; E32

Статистическото изучаване на бизнес-цикъла има дълга история. Двете най-важни насоки на неговия анализ исторически са свързани с измерването и прогнозирането му. По първия проблем в литературата се застъпва мнението, че основните измерители на бизнес-цикъла са съставните циклични индикатори, които могат да бъдат водещи, едновременни и последващи.¹ Те се състоят от специално подбрани компоненти или показатели и се изчисляват обикновено месечно. Доказано е, че водещите съставни индикатори действително предхождат бизнес-цикъла и повратните точки на неговите две основни фази: рецесия и подем.² По отношение на прогнозирането му тук се възприема тезата, че то може да се сведе до прогнозирането на водещия съставен индикатор в реално време.

Методология

Всяка прогноза съдържа в себе си определена грешка, която представлява разминаване на прогнозните и реалните стойности. Обикновено това различие се изчислява като проста разлика между тях. Традиционният метод на търсене на една-единствена най-добра прогноза се смята от съвременната наука за недостатъчно прецизен и ефективен, тъй като не използва информацията от всички прогнози. При това трябва да се имат предвид само тези, които допринасят нова информация и не се съдържат в други прогнози. Множествените прогнози се утвърждават все повече като алтернатива на търсенето на най-добрата единична оптимална прогноза. Идеята е да се оползотворят множеството възможни прогнози и по някакъв начин да се обединят в една с много по-добри качества, отколкото която и да е единична такава.

¹ Survey of Current Business. Bureau of Economic Analysis, December 1990; *Lahiri, K., G. H. Moore* (Eds.). *Leading Economic Indicators: New Approaches and Forecasting Records*. Cambridge University Press, 1990.

² *Lahiri, K., J. D. Wang*. Predicting Cyclical Turning Points with Leading Index in a Markov Switching Model. - *Journal of Forecasting*, 1994, N 13, 245-263.

В повечето случаи на практика се разполага поне с няколко прогнози, които трябва да се сравнят по определени критерии като средна грешка, средна квадратична грешка³ и т.н. Класическият подход предполага да се приложи някой от тези критерии и да се намери моделът с най-малка прогнозна грешка, който се обявява за “най-добър” и неговите прогнози се използват. Много е трудно на практика и е доста субективно да се предпочете един от критериите, за да се определи “най-добрият” модел. Опасността от неправилно решение е дори по-голяма, като се има предвид, че различните критерии в общия случай водят до избор на различни модели като най-добри.

Дори и да се намери най-добрата измежду многото възможни, то все пак има смисъл да се направи опит за използване на информацията, съдържаща се във всички прогнози, като те се комбинират в една по-сложна, комплексна прогноза. Процесът прилича на избора на пакет от различни

³ В разработката са използвани следните критерии за грешки на прогнозата: Единичната абсолютна грешка на прогнозата се дефинира по следния начин :

$$e_{t+k,t} = Y_{t+k} - \hat{Y}_{t+k,t},$$

където Y_{t+k} са реалните стойности на показателя за периода (t+k), а $\hat{Y}_{t+k,t}$ са прогнозните стойности за периода (t+k), направени в момента (t).

Относителната грешка на прогнозата се изразява по следния начин:

$$p_{t+k,t} = \frac{Y_{t+k} - \hat{Y}_{t+k,t}}{Y_{t+k}}$$

Класическите критерии за оценка грешката на прогнозата за определен прогнозен хоризонт (T), са както следва:

$$ME = \frac{1}{T} \sum_{k=1}^T e_{t+k,t} \quad \text{- средна грешка;}$$

$$MPE = \frac{1}{T} \sum_{k=1}^T p_{t+k,t} \quad \text{- средна относителна грешка;}$$

$$MSE = \frac{1}{T} \sum_{k=1}^T e_{t+k,t}^2 \quad \text{- средна квадратична грешка;}$$

$$MSPE = \frac{1}{T} \sum_{k=1}^T p_{t+k,t}^2 \quad \text{- средна квадратична относителна грешка.}$$

В допълнение на тези критерии се използва и U-критерият на Тейл. Една от неговите модификации изглежда така:

$$U = \frac{\sum_{k=1}^T (Y_{t+k} - \hat{Y}_{t+k,t})^2}{\sum_{k=1}^T (Y_{t+k} - Y_t)^2}.$$

финансови проекти, в които могат да се инвестират средства, така че да се поддържа добро финансово здраве. Ако се вложат всичките средства в един проект и той се провали, това ще доведе до катастрофа. Ако се вложат средствата в множество различни проекти и някои от тях се провалят, то все още има други, които да носят печалба, и в крайна сметка могат да се превъзмогнат загубите в дългосрочен план и дори да се спечели.

Много важен инструмент за комбинирането на прогнози е т. нар. *тест на "включването"*.⁴ Той позволява да се определи дали дадена прогноза включва някои от другите прогнози, които се комбинират. С други думи, стремежът е да се използват само прогнози, които не повтарят вече известна информация. Най-често тестът на включване се прилага чрез построяване на регресионен модел със зависима променлива, реалните стойности на прогнозираната променлива, а всички прогнози са въведени като независими променливи в модела.⁵ Например, нека са дадени две прогнози А и В. Регресионният модел за теста на включване ще изглежда така:

$$Y_{t+k} = \beta_0 + \beta_1 \hat{Y}_{t+k,t}^A + \beta_2 \hat{Y}_{t+k,t}^B + \varepsilon_{t+k,t},$$

където:

Y_{t+k} са реалните стойности на прогнозираната променлива;

$\hat{Y}_{t+k,t}^A$ и $\hat{Y}_{t+k,t}^B$ - двете прогнози А и В.

По определение прогнозата А включва прогнозата В, ако $\beta_0 = \beta_2 = 0$ и $\beta_1 = 1$. И обратно, прогнозата В включва прогнозата А, ако $\beta_0 = \beta_1 = 0$ и $\beta_2 = 1$. На практика това рядко се случва и обикновено нито една от прогнозите не инкорпорира напълно другата. Ако едната включва другата, тогава няма нужда да се комбинират прогнозите, тъй като по-добрата ще е достатъчна. В противен случай комбинирането на прогнозите е за предпочитане.

Тестът за включване може да излъчи прогноза "победител", т.е. такава, която включва всички останали прогнози. Тя очевидно е най-добра и може да се използва безусловно. Ако се окаже, че поне две от прогнозите са значими, т.е. те са с коефициенти, различни от нула в регресията на теста на включване, то следващата логична стъпка е да се комбинират тези прогнози, за да се използва по-пълно наличната полезна информация. В литературата

⁴ Английският термин е "encompassing test".

⁵ Chong, Y. Y., D. F. Hendry. Econometric Evaluation of Linear Macroeconomic Models. - Review of Econometric Studies, 1986, N 53, 671-690.

е установено, че в повечето случаи комбинираните прогнози дават по-добри резултати от единичните.⁶

Комбинирането обикновено се основава главно на описания модел на теста на включване. Този метод е много прост и гъвкав. Освен това в зависимост от вида на регресионния модел могат да се построят различни модели: обикновена множествена регресия, динамична регресия, Поасонова регресия и т.н. Изчисляването на комбинираната прогноза става, като в уравнението за теста на включване се въведат стойностите на прогнозите и получената изгладена (теоретична) стойност на зависимата променлива \hat{Y}_{t+k} е търсената комбинирана прогноза.

Прогнозни модели

В изследването се използват емпирични данни за водещия съставен индикатор на САЩ⁷ (означаван с C_t) и индекса за икономическа активност на Националната асоциация на мениджърите на САЩ⁸ (означаван с D_t). Първият индикатор е официалният публикуван водещ индикатор на бизнес-цикъла, докато вторият е резултат от регулярна бизнес-анкета, подобна на изследването "Текуща стопанска конюнктура" на Националния статистически институт на България.⁹ Те са избрани поради тяхната типичност и наличието на достатъчно дълги временни редове. При натрупването на необходимата информация няма никакви пречки за приложение на тази методология с български данни. Изходните данни са логаритмувани и са тествани от автора за наличието на интегрираност и коинтегрираност. Заключение е, че двата реда поотделно са интегрирани и също са взаимно интегрирани или коинтегрирани.¹⁰ Наличието на интегрираност или единични корени от първи порядък води до необходимостта от трансформиране на изходните данни, като се вземат първите последователни разлики. Изходните данни са сезонно изгладени.

За целите на прогнозирането са конструирани 5 иконометрични модела. За да се тестват техните качества и прогностични възможности, наблюдаваният период се разделя на два подпериода: *обучаващ и тестващ*. Първият обхваща времето от януари 1959 г. до декември 1995 г. или общо 444 месеца. Данните от този подпериод се използват за построяване на иконометричните модели. Вторият обхваща времето от януари 1996г. до юни 1998г. или общо 30 месеца. Прилагайки моделите, построени въз основа на

⁶ Clemen, R. T. Combining Forecasts: A Review and Annotated Bibliography. - International Journal of Forecasting, 1989, N 5, 559-581.

⁷ Survey of Current Business. Bureau of Economic Analysis, December 1990.

⁸ The N.A.P.M. Report on Business - Information Kit. N.A.P.M., April 1996.

⁹ Текуща стопанска конюнктура. С., НСИ, 1999.

¹⁰ Веселинов, Р. Иконометричен анализ и прогнозиране на бизнес-цикъла. На примера на България и САЩ. Дисертация, УНСС, 2000.

данни от обучаващия подпериод, се правят прогнози и се оценява тяхната точност на базата на реалните данни за прогнозиращия тестващ подпериод. По този начин качествата на моделите се оценяват с информацията извън извадката, използвана за изчисляване на техните параметри.

Модели¹¹

Прогнозен модел 1. Модел на коригираната грешка.

Моделите на коригираната грешка¹² са частен случай на векторните авторегресионни модели¹³. Те използват установеното наличие на коинтегрираност на двата временни реда и представят тяхното дългосрочно равновесно отношение. Моделът съдържа статистически механизъм, който се включва, когато двата временни реда започват да се отдалечават един от друг и има опасност да се наруши равновесното отношение. Тогава коинтеграционното уравнение става различно от нула и започва да привлича двата реда към тяхното равновесно състояние. Моделите на коригираната грешка се смятат за опростени заместители на иконометричните модели от системи едновременни уравнения, като тяхното предимство е, че всички променливи се дефинират от модела и няма разделени на екзогенни и ендогенни променливи.

Оптималният модел в случая е с дължина на лага от един месец и включва свободен член и тренд. Той може да се представи по следния начин (стандартната грешка на оценката е поставена в скоби), като първата част на модела представя водещият съставен индикатор C_t като зависима променлива. (Изразът в квадратни скоби е коинтеграционното уравнение.)

¹¹ За повече подробности относно моделите вж. *Веселинов, Р.* Цит. съч. Всеки един от представените 5 модела е резултат от специална селекционна процедура, която накратко може да се представи по следния начин:

За определянето на оптимален модел в дадена група се експериментират множество модели, преди всичко с различна дължина на лага (1,2,3 и повече месеца). Те се конкурират помежду си и критериите за най-добър модел са информационните критерии на Акайке (AIC) и на Шварц (SIC). Те се базират на следните формули:

$$AIC(p) = n \log(\hat{\sigma}^2) + 2p$$

$$SIC(p) = n \log(\hat{\sigma}^2) + p \log(n),$$

където, n са броят наблюдения, $\hat{\sigma}^2 = \frac{RSS}{n-p}$, $RSS = \sum \hat{\epsilon}_t^2$ - сумата от квадратите на

остатъците и p -общият брой на параметрите. И двата критерия "наказват" за включване на повече параметри и моделите с най-малка стойност на информационния критерий се смятат за "най-добри".

¹² От английския термин "Error-Correction Model (ECM)".

¹³ От английския термин "Vector Autoregression (VAR)".

$$\Delta C_t = 0.01192 [C_{t-1} - 0.45162 D_{t-1} - 0.000747 T - 2.54] +$$

(0.00316) (0.14107) (0.00007)

$$+ 0.380654 \Delta C_{t-1} + 0.003276 \Delta D_{t-1} + 0.000427$$

(0.05053) (0.00371)

Втората част на модела представя индекса за икономическа активност D_t като зависима променлива. Отново стандартната грешка на оценката е поставена в скоби под съответния коефициент.

$$\Delta D_t = 0.240634 [C_{t-1} - 0.45162 D_{t-1} - 0.000747 T - 2.54] +$$

(0.04083) (0.14107) (0.00007)

$$+ 6.775174 \Delta C_{t-1} + 0.005385 \Delta D_{t-1} - 0.005575$$

(0.65274) (0.04792)

Всички коефициенти в тези две части на ЕСМ модела са статистически значими. Функцията на реакция и разлагането на дисперсията са двете основните интерпретации на този модел.

Функцията на реакция за водещия съставен индикатор показва, че едно стандартно отклонение шок в индекса за икономическа активност води до половин процент промяна в индикатора в продължение на една година и подобен шок във водещия индикатор има дори по-малък ефект. Функцията на реакция за индекса за икономическа активност показва, че едно стандартно отклонение шок във водещия индикатор води до 5% изменение в индекса за първите 3-4 месеца и след това влиянието постепенно намалява до 2%. Един стандартен шок в собственото развитие на индекса води до почти линейно намаление, започвайки с 4% в началото на периода и завършвайки почти без ефект в края.

Разлагането на дисперсията на водещия индикатор показва, че влиянието на индекса за икономическа активност варира между 1% в началото на периода и достига 8% в края. Влиянието на водещия индикатор върху индекса за икономическа активност е значително по-голямо. В началото на периода около 15-20% от вариацията на индекса се обясняват с промени в индикатора и 80-85% се дължат на собствената динамика на временния ред. По-късно влиянието му нараства и достига 60% от вариацията на индекса за икономическа активност, като останалите 40% се обясняват с вътрешни промени.

Прогнозен модел 2. EGARCH(1,1) модел.

Обобщените авторегресионни модели с условен хетероскедастичитет,¹⁴ или накратко GARCH,¹⁵ позволяват да се моделира едновременно

¹⁴ От английски "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (GARCH)".

условната вариация и средното равнище на един процес. Те също дават възможност да се моделират асиметрично двете фази на бизнес-цикъла, което е особено важно, тъй като е установено, че след Втората световна война продължителността на рецесиите е много по-малка от тази на фазите на подем. Моделира се и реакцията на икономическата система на външни шокове. При това тя зависи не само от размера на този шок, но и от неговата посока. Една отрицателна дестабилизираща промяна има много голям ефект и предизвиква засилване на промените и вариацията, докато положителната промяна води до успокояване на процеса и намаляване на вариацията.

От иконометрична гледна точка GARCH моделите могат да се разглеждат като специфични нелинейни модели, които позволяват задълбочено проучване на динамиката на временния ред. За построяването на един такъв модел е необходимо да се съставят две уравнения, едното от които се отнася за условното средно равнище и другото - за условната вариация.

GARCH(1,1) моделът се дефинира по следния начин:

$$Y_t = \gamma X_t + \varepsilon_t \quad \text{Уравнение за средното равнище.}$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 \quad \text{Уравнение за условната вариация.}$$

Нарича се условна вариация, защото дисперсията σ_t^2 е зависима от своите лаговите стойности, тези на остатъците и средното равнище ω . Останалите означения са:

- ε_{t-1}^2 е ARCH елемент. Това всъщност е информация за динамиката от предишния период, измерена като лаг на квадрата на остатъците от уравнение за средното равнище.

- σ_{t-1}^2 е GARCH елемент. Това е дисперсията от миналия период.

Означението GARCH (p,q) показва наличието на GARCH елемент от p-ти порядък и ARCH елемент от q-ти порядък. GARCH(2,1) например означава наличието на GARCH елемент от втори порядък и ARCH елемент от първи порядък.

¹⁵ Engle, R. F. Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of the U.K. Inflation. - *Econometrica*, 1982, N 50, 987-1008; Bollerslev, T. Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. - *Journal of Econometrics*, 1986, N 31, 307-327.

Най-добрият GARCH модел¹⁶ за водещия съставен индикатор C_t е експоненциалният GARCH модел или EGARCH(1,1). Той включва лагови стойности само на водещия съставен индикатор от дясната страна на уравнението на условната средна, което е следното (стандартната грешка на оценката е в скоби).

$$C_t = 0.034339 + 0.299126 C_{t-1} + 0.152555 C_{t-2}$$

(0.048092) (0.052377)

Уравнението на условната вариация е, както следва:

$$\log(\sigma_t^2) = -0.135032 + 0.969002 \log(\sigma_{t-1}^2) + 0.084487 \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| - 0.114482 \left[\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right]$$

(0.011419) (0.041633) (0.022185)

Всички коефициенти в двете уравнения са статистически значими. От първото уравнение се вижда, че двете лагови стойности имат положително влияние върху текущата стойност на показателя. Противоположният ефект¹⁷ е експоненциален, а не квадратичен и тъй като коефициентът пред относителния размер на шока (-0.114482) е отрицателен, то наличието на противоположен ефект е потвърдено. Статистическата значимост на същия коефициент е потвърждение, че това влияние е асиметрично, което потвърждава факта на асиметричността на бизнес-цикъла.

Прогнозен модел 3. TARЧ-M(1,1) модел.

Малко по-особен GARCH модел на водещия съставен индикатор C_t е построен тук. Логиката зад този модел е, че за оценката и прогнозата на C_t могат да се използват не само неговите собствени лагови стойности, но и тези на D_t , който е лесно достъпен и се публикува всяко първо число на месеца и никога не се актуализира. Най-добрият модел се оказва праговият ARCH¹⁸ или TARЧ-M(1,1). Както се вижда от означението, условната вариация (представена от стандартното отклонение) е включена в уравнението на условната средна:

$$C_t = 0.466916 + 0.029042 D_t + 0.011077 D_{t-1} - 1.301105 \sigma_t$$

(0.002574) (0.002836) (0.284135)

¹⁶ Предварително се тества за наличие на хетероскедастичитет и резултатите са положителни (вж. *Веселинов, Р.* Цит. съч.).

¹⁷ Тенденция за промени в динамиката на даден ред, която е в противоположна посока на текущите промени. Например на борсата по-рискованите акции са по-евтини, и обратно.

¹⁸ От английски "Threshold ARCH".

Уравнението на условната вариация е следното:

$$\sigma_t^2 = 0.005762 - 0.042704 \varepsilon_{t-1}^2 + 0.170983 \varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1} + 0.899588 \sigma_{t-1}^2$$

(0.016750) (0.042551) (0.035839)

Прави впечатление, че в оптималния модел не са включени лагови стойности на самия водещ индикатор, а само текущи и лагови стойности на индекса на икономическа активност. Противоедействащият ефект е $\gamma = +0.170983$, т.е. той е положителен и статистически значим. Това означава, че този ефект съществува и различните събития и новини имат различен ефект върху условната вариация. "Добрата" новина¹⁹ ($\varepsilon_t < 0$) има ефект в размер на $\alpha = -0.043$, докато "лошата" - на $\alpha + \gamma = 0.112$ върху условната вариация. С други думи, "добрата" новина прави водещия бизнес-индикатор по-стабилен, по-малко променлив, докато "лошата" има по-съществено влияние и води до по-голяма нестабилност на временния ред, което е лесно разбираемо и е потвърдено от практиката.

Прогнозен модел 4. Модел на Калман.

Тъй като бизнес-цикълът не може да се наблюдава директно, тук се използва концепцията за т. нар. "ненаблюдаема променлива на състоянието", която всъщност индикира дали икономиката се намира във фазата на рецесия или на подем. Тази променлива не е видима, но може да се включи в една сложна статистическа система, която позволява нейната оценка по косвен път. Така смяната на фазите на бизнес-цикъла от рецесия към подем и обратно може да се опише като плавна смяна на два режима на системата.

Моделите на Калман²⁰ са обща платформа за представяне на една динамична система. Класическият регресионен модел, ARIMA моделите на Бокс-Дженкинс и др. могат да се представят като частен случай на моделите на Калман. Чрез представянето на една динамична система под формата на модел на Калман се печели в две насоки: първо, това позволява да се въведат в модела ненаблюдаеми променливи, известни като променливи на състоянието.²¹ Второ, коефициентите на тези модели могат да се оценят, като се използва мощен рекурсивен нелинеен алгоритъм, известен като филтър на Калман.²² Този алгоритъм е известен още от 60-те години, но едва в последно време намира широко приложение с усъвършенстването на

¹⁹ "Добра" и "лоша" новина са условни понятия, които най-грубо могат да представляват събития и явления в икономиката като внезапна смяна на данъчната политика, въвеждане на валутен борд, катастрофа на световните борси и т.н.

²⁰ От собствено име R.E.Kalman. Моделите се наричат най-често "state-space" модели, или още "моделите на динамична регресия". За да се подчертае големият принос на Калман и особено т. нар. филтър на Калман, тук е избрано името "моделите на Калман".

²¹ Английски термин "state variable".

²² Hamilton, J.D. Time Series Analysis, Princeton University Press, 1994.

езиците за програмиране на статистически алгоритми и нарастващата бързина на компютрите. Филтърът на Калман се използва както за оценка на функцията на максималното правдоподобие, така и за прогнозиране и изглаждане на ненаблюдаемите променливи на състоянието.

Примерите за ненаблюдаеми променливи са многобройни: рационални очаквания на потребителите, грешки в променливите, липсващи наблюдения, неизвестен тренд, "естествено" равнище на безработицата и др. Към този списък могат да се добавят и ненаблюдаемите компоненти на бизнес-цикъла и неговата динамика.

Моделите на Калман се състоят от две групи уравнения: на измерването или наблюдението и на трансформацията или състоянието. Първото уравнение описва взаимоотношението между наблюдаемите (реалните данни) и ненаблюдаемите променливи на състоянието. Второто уравнение описва динамиката на променливите на състоянието. Оптималният модел на Калман за водещия индикатор C_t е с един лаг за наблюдаемата променлива (C_t) и един лаг за ненаблюдаемата променлива на състоянието (S_t). Всички коефициенти в модела са статистически значими.

Уравнение на наблюдението:

$$C_t = 0.031629 + 0.533212 C_{t-1} + S_t$$

(0.047477)

Уравнение на състоянието:

$$S_t = -0.169306 S_{t-1}$$

(0.052394)

Лаговата стойност на водещия индикатор има положително влияние върху текущата му стойност, а тази на променливата на състоянието има отрицателно влияние.

Прогнозен модел 5. Втори модел на Калман.

Този модел се различава от предишния главно по това, че като независима променлива е включен индексът на икономическа активност с текущи и лагови стойности. Моделът е с един лаг за наблюдаемите променливи (C_t и D_t) и 3 лага за ненаблюдаемата променлива на състоянието (S_t). Всички коефициенти са статистически значими.

Уравнение на наблюдението:

$$C_t = 0.111916 - 0.588873 C_{t-1} + 0.0304 D_t + 0.02172 D_{t-1} + S_t$$

(0.0626634) (0.002294) (0.003419)

Уравнение на състоянието:

$$S_t = 0.744068 S_{t-1} - 0.392328 S_{t-2} + 0.293394 S_{t-3}$$

(0.06001) (0.074488) (0.054519)

Прави впечатление, че в присъствието на текущи и лагови стойности на индекса на икономическа активност собствената лагова стойност на водещия индекс има негативно и статистическо значимо влияние.

Въз основа на посочените пет иконометрични модела се правят прогнози за 6, 12 и 30 месеца напред и получените резултати се сравняват с реалните стойности на показателя за този период.

Резултати

Наличието на пет различни прогнози за водещия съставен индикатор, основани на статистически значими модели, е изключително благоприятна възможност за прилагането на теста на включване. Моделът за *теста на включване на Чонг и Хендри* за петте прогнози е, както следва (стандартната грешка на оценката е дадена в скоби):

$$\hat{Y}_t = -0.153634 + 0.079255 F_{1,t} + 0.184747 F_{2,t} + 0.445289 F_{3,t} - 3.17179 F_{4,t} + 0.404389 F_{5,t}$$

(0.003869) (0.013398) (0.014105) (0.010699) (0.038646) (0.007008)

където $F_{1,t}$ е прогноза на модел 1, $F_{2,t}$ – прогноза на модел 2, $F_{3,t}$ – прогноза на модел 3, $F_{4,t}$ – прогноза на модел 4, $F_{5,t}$ – прогноза на модел 5.

Всички коефициенти, вкл. и свободният член, са статистически значими при $p < 0.001$. Това означава, че нито една от прогнозите не включва друга прогноза. Или с други думи, всички прогнози са субоптимални и са необходими, за да се отрази цялата полезна информация, съдържаща се в тях. Ето защо се продължава с комбинирането на петте прогнози върху основата на регресионния модел, основан на теста на включване, и новата прогноза се нарича *“комбинирана”*.

На таблицата са представени резултатите от прогнозната точност на шестте модела (пет единични и една комбинирана прогноза). Използвани са три различни *хоризонта на прогнозата*: краткосрочен – 6 месеца, средносрочен – 12 месеца, и дългосрочен – 30 месеца. Идеята е да се даде възможност на моделите да се проявят в най-добра светлина, тъй като някои от тях са вероятно по-добре пригодени за краткосрочно прогнозиране, а други – за дългосрочно.

Таблица

Рангове на прогнозите

Прогнозен хоризонт	Критерий	Прогноза/Модел					
		1	2	3	4	5	Комбинирана
6 месеца	ME	3	4	6	5	2	1
	MPE	3	4	2	5	1	6
	MSE	5	4	6	2	3	1
	MSPE	2	1	6	5	3	4
	Тейл-U	5	5	6	2	3	1
	<u>Среден ранг</u>	3.6	3.4	5.2	3.8	2.4	2.6
12 месеца	ME	2	3	6	4	5	1
	MPE	1	2	6	3	5	4
	MSE	5	4	6	2	3	1
	MSPE	2	1	6	3	5	4
	Тейл-U	5	4	6	2	3	1
	<u>Среден ранг</u>	3	2.8	6	2.8	4.2	2.2
30 месеца	ME	4	2	6	5	3	1
	MPE	3	2	6	4	1	5
	MSE	5	4	6	2	3	1
	MSPE	1	2	6	4	5	3
	Тейл-U	5	4	6	2	3	1
	<u>Среден ранг</u>	3.6	2.8	6	3.4	3	2.2
Краен резултат	<u>Среден ранг</u>	3.4	3	5.7	3.3	3.2	2.3
	<u>Място</u>	5	2	6	4	3	1

Таблицата дава съответен ранг на моделите за всеки един от прогностичните периоди. Най-добрият модел, т.е. този с най-малката прогностична грешка, получава ранг 1, а този с най-голяма грешка - ранг 6. Тези рангове са осреднени за трите прогнозни хоризонта. Например от първия ред на таблицата може да се заключи, че според критерия средна грешка (ME) комбинираната прогноза е най-добра и има ранг 1, а прогноза 3 е най-лошата и има ранг 6 и т.н. Ранговите оценки са много по-важни от интервалните, когато се отнася до избор на най-добра прогноза.

По отношение на средните рангове за 6-месечния прогнозен хоризонт най-добрата прогноза е прогноза 5 и комбинираната прогноза със средни рангове съответно 2.4 и 2.6. Най-лошата прогноза за този прогнозен хоризонт е на модел 3 (среден ранг = 5.2). За 12-месечните прогнози най-добрата е комбинираната със среден ранг от 2.2, а най-лошата – прогноза 3 (среден ранг = 6.0). От дългосрочните прогнози (30-месеца)

най-добрата е комбинираната, най-лошата – отново прогноза 3. В крайна сметка общо за всичките три прогнозни хоризонта и 5 различни критерия за оценка на прогнозната грешка *най-добра се оказва комбинираната прогноза със среден ранг от 2.3*. Втора в класирането е прогноза 2 със среден ранг от 3.0. Най-лошата във всяко отношение е прогноза 3 със среден ранг 5.7 от 6.0 максимално възможни. Комбинираната прогноза е най-добрата при 12 и 30-месечните и дели първото място при краткосрочните 6-месечни прогнози.

Прогнозите в реални условия за периода януари 1996 г.– юни 1998 г. са представени на фиг. 1 - 6. На фиг. 3 например се вижда защо прогноза 3 има най-лошите характеристики. Последната от тази поредица – фиг. 6, е блестяща илюстрация в подкрепа на комбинираните прогнози: въпреки че нито една от единичните прогнози не е оптимална, то тяхната комбинация, базирана на регресията за теста на включване, почти напълно съвпада с реалните стойности на водещия съставен индикатор почти за целия 30-месечен период (вж. фиг. 1 - 6).

Така дефинирана методика за прогнозиране на бизнес-цикъла работи много добре и получената в резултат на това комбинирана по статистически път прогноза е много точна. На друго място²³ сме представили аналогични модели с два български показателя - за доверието в промишлеността и за бизнес-климата в промишлеността (НСИ),²⁴ които работят много успешно. Проблематично остава само разделянето на периода на обучаващ и тестващ. При натрупването на достатъчно информация или при ретроспективното преизчисляване на някои показатели за българския бизнес-цикъл, тази методология е напълно приложима.

²³ Веселинов, Р. Цит съч.

²⁴: Текуща стопанска конюнктура. С., НСИ, 1999.