

МОДЕЛИРАНЕ НА ТРУДОВИЯ ПАЗАР В БЪЛГАРИЯ

1. Въведение

Трудовият пазар в България от началото на 90-те години се отличава със съществени икономически, законодателни и административни трансформации, които формират една изключително динамична и променяща се среда. Установяването и изследването на основните връзки, зависимости и взаимодействия на пазара на труда има важно значение като ориентир за адекватността на прилаганите механизми, инструменти и политики.

Целта на това изследване е да се оценят и анализират връзките и взаимодействията между основните елементи и потоци на пазара на труда у нас през 90-те години в тяхната взаимна обвързаност и обусловеност. За постигането на тази цел е използван инструментариума на иконометричното моделиране. Даваме си сметка за трудностите и неблагоприятните обстоятелства на едно такова начинание. Това са предимно нестабилната и силно изменящата се икономическа среда, честата промяна на връзките и съотношенията между процесите и явленията и не на последно място оскъдната статистическата информация, която в много случаи е непълна и неточна.

Основната цел на изследването е свързана с решаването на комплекс от задачи, които имат следната насоченост: изследване на статистическите свойства на показателите и възможностите за тяхното моделиране; спецификация и оценка на иконометрични модели, описващи основните процеси и явления в тяхната самостоятелност; спецификация, оценка и анализ на симултантен иконометричен модел на трудовия пазар в България.

2. Подход към моделирането на пазара на труда и обща характеристика на променливите

2.1. Подход и стратегия на моделирането на трудовия пазар

В икономическата литература съществува голямо разнообразие от модели на пазара на труда, които се различават главно по обхвата, равнището на агрегация, подхода, теоретичната постановка и иконометричните процедури за оценка на параметрите. В изследването вниманието ще бъде насочено върху структурните макроикономически

модели на пазара на труда.¹ Те представляват система от уравнения, описващи неговото функциониране чрез търсенето и предлагането на труд и механизмите на уравнивяване. На базата на тази най-обща схема са разработени широка гама от модели, основаващи се на различни теоретични концепции, подходи, ограничения и изчислителни процедури.

Тук трудовият пазар се разглежда в макроикономически аспект. Обект на моделиране са неговите основни потоци и процеси, формирането на работната заплата, съгласуването на търсенето и предлагането на труд и някои явления свързани с инфлацията и безработицата. Ограничаването на обхвата е продиктувано от две причини: оскъдна статистическа информация и ниска достоверност (пълнота) на данните.

Наличната статистическа информация се отнася предимно до основните потоци и процеси: заетост, безработица, свободни работни места, новооткрити, закрити и заети такива, работна заплата и др. Необходимо е още да се отбележи, че качеството и достоверността на тази информация не е на нужната висота. Например, броят на свободните работни места не съответства на реално съществуващия, защото не всички работодатели ги обявяват в бюрата по труда. Подобни непълноти съществуват и по отношение на частния сектор в икономиката. Месечните данни за заетостта и работната заплата не обхващат този сектор, което до голяма степен затруднява обобщенията и изводите.

Целта на разработения модел е да обхване преките и обратни връзки на трудовия пазар. Това означава той да бъде изграден като система от взаимосвързани уравнения, отчитащи взаимодействието между основните потоци и процеси.

Основните фактори, формиращи предлагането на труд могат да се обобщят както следва:

- работна заплата. Според икономическата теория нейното влияние може да бъде, както положително, така и отрицателно. Първото е свързано с т.нар. ефект на заместване, а второто - с ефекта на дохода²;
- трудоспособно население. Този фактор е свързан с демографската характеристика на населението и има положително въздействие върху предлагането на труд;
- равнище на обезщетенията за безработни. Чрез него се оценява в каква степен обезщетенията за безработни стимулират (дестимулират) предлагането. При високи и продължителни обезщетения за безработни може да се очаква отрицателен ефект върху предлагането и обратното - при ниски обезщетения това ще стимулира домакинствата на трудовия пазар;

¹ Под структурен модел се разбира формализирана конструкция, описваща функционирането на пазара на труда според определена икономическа теория или предположения за връзките и зависимостите между променливите, вследствие на установени емпирични свойства и взаимодействия. В тези модели отделните уравнения описват причинно-следствените връзки, за да се даде възможност за тестване на валидността на определена икономическа теория.

² Ефектът на заместване означава, че с нарастването на работната заплата се увеличава предлагането на труд за сметка на намаляването на свободното време. Ефектът на дохода има противоположно въздействие - с увеличаването на работната заплата предлагането на труд намалява.

- сила на синдикатите. Този фактор би трябвало да има отрицателно въздействие върху предлагането на труд поради ролята на синдикатите да защитават интересите на заетите;
- реален лихвен процент. Увеличаването му стимулира текущото предлагане на труд за сметка на бъдещото. Причината е в редуцирането на дисконтираната стойност на бъдещото производство поради нарастването на реалния лихвен процент. Това увеличава свободното време в перспектива в сравнение със сегашното състояние;

Търсенето на труд е детерминирано от следния набор от фактори:

- работна заплата. Нейното влияние е отрицателно, тъй като с нарастването и търсенето на труд намалява;
- равнище на производство. Включването на производството във функцията на търсенето е продиктувано от необходимостта да се отрази в по-пълна степен взимането на оптимално решение по отношение на заетостта;
- равнище на цените и по-специално - на суровините и материалите.

Централно място в моделите на трудови пазар заема уравнението на работната заплата. В това отношение литературата е изключително богата както в теоретичен, така и в практико-приложен аспект. В много от моделите уравнението на работната заплата е неразделно свързано с формирането на цените на стоките и услугите. Това до голяма степен се обуславя от тяхната взаимна връзка и обусловеност, а от иконометрична гледна точка - от ендогенния характер на цените³.

Равнището на работната заплата може да се представи като зависимост от следните фактори:

- норма на безработица. Класическият модел на кривата на Филипс изразява зависимостта между темпа на номиналната работна заплата и нормата на безработица. О.Филипс доказва, че тази връзка е стабилна, обратна и нелинейна - нарастването на нормата на безработица води до намаляване темпа на номиналната работна заплата и обратното;
- равнище на инфлация. Когато цените се променят е необходимо въвеждането на темпа на инфлация в икономическия анализ. Тъй като заплатите обикновено са фиксирани, то значение има не текущото равнище на цените, а тяхното очаквано изменение. По този начин към уравнението на работната заплата се добавя променлива, изразяваща инфлационните очаквания;
- равнище на производство (производителност на труда). Този фактор има особено значение за формирането на работната заплата. Неговото влияние е положително, но в условията на свободно договаряне може да се очаква слаба корелационна зависимост, тъй като решенията за равнището на работната заплата се взимат в процеса на нейното договаряне. Слаба

³ Ендогенният характер на цените се потвърждава в редица иконометрични изследвания, което означава, че тази променлива трябва да се включи със самостоятелно уравнение в моделите на трудовия пазар.

зависимост между тези два фактора може да съществува и в условията на рестриктивна политика по отношение на заплатите. В резултат от прилагания механизъм за регулиране може да се окаже, че слабата зависимост е заложена *априори*⁴;

- сила на синдикатите. Тяхното влияние е пряко свързано с растежа на работната заплата в условията на договаряне на трудовото възнаграждение. По принцип то би трябвало да има положителен знак, тъй като синдикатите защитават интересите на работниците.

На базата на представената схема на връзките и взаимодействията на пазара на труда и допускането за априорно разделяне на променливите на ендогенни и екзогенни може да се формулира следния структурен модел:

- уравнение на: предлагането на труд; търсенето на труд (заетостта); работната заплата; инфлацията; съгласуването на търсенето и предлагането на труд; безработицата.

Тук ще бъде използван един съвременен подход за моделиране на икономическите процеси: от общото към частното моделиране⁵. Тази стратегия се основава на съчетаването на познанията от икономическата теория с емпиричните свойства и взаимодействия на променливите. В случая не се изисква предварително познаване структурата на модела и разграничаване на променливите на ендогенни и екзогенни. Достатъчно е притежаването на една икономически обоснована (на базата на определена теория) информационна база от променливи и дефинирането на коинтеграционното пространство за да се идентифицира структурата и оценят параметрите на модела.

При моделирането на по-големи икономически системи, които съдържат много променливи, този подход трудно може да се приложи без предварителни познания за структурата на модела. Поради това приложимостта на тази концептуална рамка се свързва с идентифицирането и разширяването на непълните знания за предварително съществуваща структура без да се изисква нейното пълно познаване.

Изграждането на симултантен динамичен модел на пазара на труда се основава на следната стратегия:

- определяне на променливите, които характеризират по-горната структура на трудовия пазар;
- изследване на статистическите свойства на променливите с оглед тяхното моделиране;
- идентификация на връзките и взаимодействия между променливите на базата на коинтеграционния анализ;

⁴ Подобна ситуация се наблюдаваше в България от началото на 90-те години. До 1997 г. се прилагаше централизирано регулиране на работната заплата в държавните предприятия, чрез данъчно облагане на средствата за нарастването ѝ. В използваната формула беше заложена ниска обвързаност с производителността на труда (вж по-подробно Tzanov, V. For a Negotiated Alternative to Tax-based Incomes Policy in Bulgaria in *Paying the Price. The Wage Crisis in Central and Eastern Europe*, Ed. by Daniel Vaughan-Whitehead, ILO studies series, Macmillan Press LTD, 1998, 101-139).

⁵ Вж Mizon, E. Progressive Modeling of Macroeconomic Time Series: The LSE Methodology, in Hoover, K.D. (ed.), *Macroeconometrics: Developments, Tension and Prospects*, Dordrecht: Kluwer Academic Press, 107-169; Hendry, D. *Dynamic Econometrics. Advanced Texts in Econometrics*, Oxford University Press, pp. 550-553.

- идентификация и оценка на параметрите на модела.

2.2. Статистическа характеристика и свойства на променливите

Изследването на основните характеристики и свойства на променливите, описващи пазара на труда е важна стъпка в изработването на подходящ иконометричен модел и избор на метод за оценка на параметрите. Поради редица съображения (наличието на съществени структурни изменения и прекъсвания в повременните редове) моделирането на трудовия пазар се основава на информация от началото на реформата - 1991г. Статистическата информация за съответните променливи съществува в годишен и месечен разрез. Дължината на повременните редове, базирани на годишна основа, е доста къса, за да се използва в иконометрични модели. Поради тази причина изследването се базира на месечни данни. Те обхващат периода януари 1991г. - ноември 1997г., т.е. с дължина 83 наблюдения.

Променливите, които ще бъдат обект на моделиране (като ендогенни или екзогенни), са изведени в предходната точка и имат следните обозначения: NW - номинална работна заплата; RW - реална работна заплата; FORCE - работна сила; EMPL - брой на заетите; UMR - норма на безработица; RATIO - отношение на броя на заетите към броя на работната сила; VAC - брой на свободните работни места; VRATE - отношение на броя на свободните работни места към работната сила; BEZRB - брой на новопостъпилите безработни; ZAET - брой на постъпилите на работа; PROD - промишлено производство; PRODUC - производителност на труда; CPI - индекс на потребителските цени; UNEM - брой на регистрираните безработни; EXR - курс на долара; M1 - паричен агрегат M1. Натуралният логаритъм на съответните променливи е обозначен с "L" пред всяка променлива, а съответната разлика с "D".

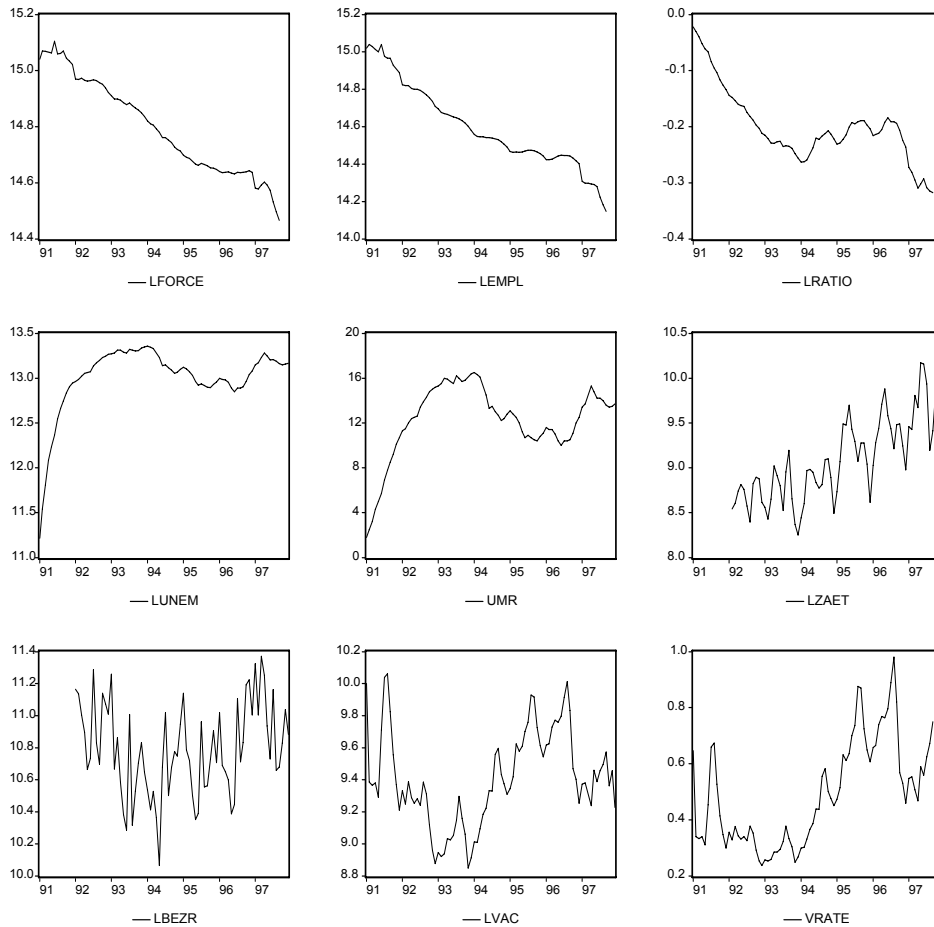
На фиг. 1 и фиг. 2 е представена динамиката на разглежданите показатели, изразени в натурални логаритми. Визуалният анализ показва наличие на ясно изразен тренд в почти всички променливи. Динамиката на по-голяма част от тях е съпътствана с периоди на еволюционно развитие и резки колебания. За някои от променливите са характерни и сезонни колебания.

Спадането на заетостта е основна тенденция, която се наблюдава през целия разглеждан период. Най-чувствително е било намаляването на броя на заетите през 1991 и 1997г. На графиката ясно се открояват сезонните колебания, изразяващи се в характерно понижаване в края на всяка година. Това е свързано главно със сезонната заетост в селското стопанство, строителството и туризма.

Намаляването на заетостта рефлектира върху нарастването на безработицата. Характерно за последната в България е ускореното увеличаване на броя на безработните до 1993г. и след това постепенно спадане до средата на 1996г. Повторното значително увеличаване на безработицата от средата на 1996г. продължава до началото на 1997г. и е свързано с реструктурирането на заетостта с оглед затварянето на губещите държавни предприятия.

Фигура1

Динамика на някои показатели на трудовия пазар в България (натурални логаритми)



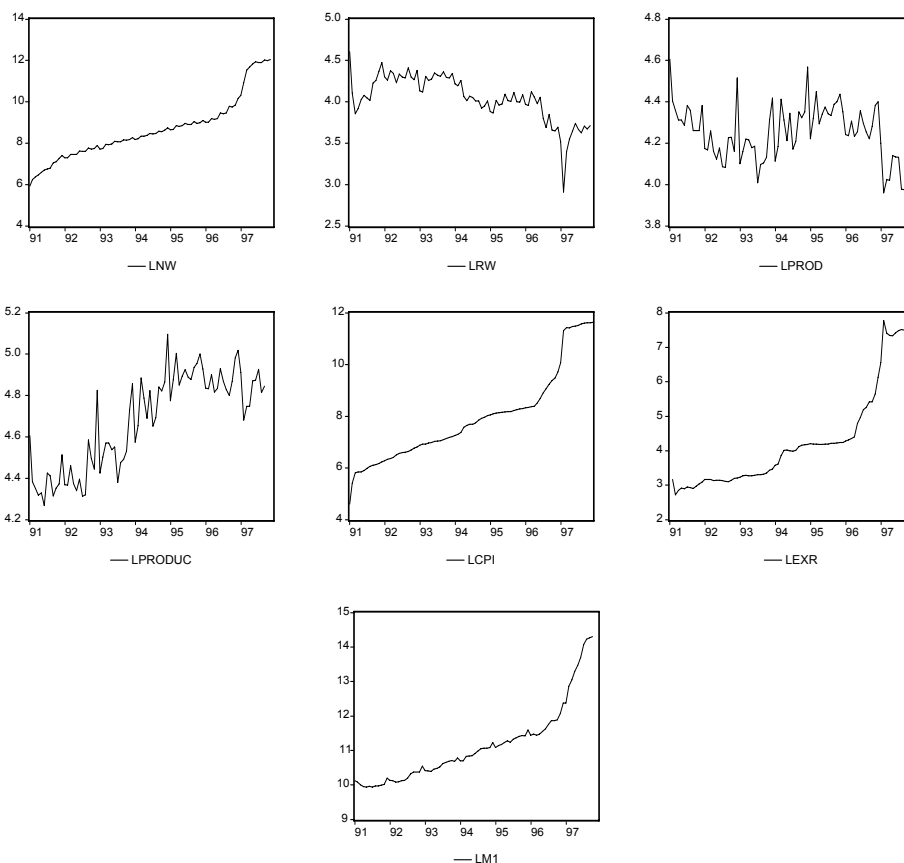
Потоците, които формират движението на работната сила между заетите и безработните, не показват ясно изразени тенденции на развитие. Потокът на входящите безработни (променливата LBEZR на фиг. 2) се характеризира със значителни месечни колебания. Може да се предположи, че броят на новорегистрираните безработни намалява до 1994г. и съответно нараства до края на 1996г. От началото на 1997г. се наблюдава тенденция към спадане.

Подобна е динамиката на броя на обявените в бюрата по труда свободни работни места (LVAC). Коренно различно е изменението на потока, характеризиращ движението на работната сила от безработните към заетите

(LZAET). Типично за динамиката на тази променлива са силните сезонни колебания, но с добре изразена тенденция към нарастване.

Фигура 2

Динамика на някои показатели на трудовия пазар в България (натурални логаритми)



С ясно очертан тренд на развитие се характеризират и показателите, свързани с работната заплата, потребителските цени и производството (фиг. 2). При тях освен колебания от сезонен и друг характер се наблюдават и резки промени в равнищата.

Динамиката на работната заплата (номинална и реална) се отличава от останалите показатели поради някои особености. През целия изследван период се наблюдават тримесечни колебания, които нямат сезонен характер. Те са резултат от прилагания до 1997г. механизъм на формиране и регулиране на работната заплата в държавните предприятия. Другата особеност се изразява в наличието на три резки скока в развитието. Първият е през март-април 1991г.; вторият - през февруари-март 1994г. и третият (най-значителен) - през януари-март 1997г. Първите две резки промени

(т.нар. структурно прекъсване на повременния ред) не водят до изменение в тренда на развитие⁶. Въпреки недостатъчния брой наблюдения след март 1997г. тестът показва съществени промени в тренда.

Измененията в динамиката на потребителските цени, валутния курс и паричния агрегат М1 също се характеризират със структурни прекъсвания на повременните редове, които в общи линии съвпадат във времето (за променливата М1 с известен лаг).

Наличието на тренд в равнищата на разглежданите показатели доказва тяхната нестационарност и ограничени възможности за моделиране. Същевременно логично е да се предположи, че отделните наблюдения са зависими във времето, т.е. съществува автокорелационен процес.

Анализът на автокорелограмите на променливите потвърждава това предположение. Налице е висока положителна автокорелация, която в повечето случаи бавно намалява. В това отношение променливите могат да се групират в три групи. С висока и бавно затихваща автокорелация се отличават работната сила, новопостъпилите на работа, номиналната работна заплата, индекса на цените на дребно и валутния курс. С относително пониски и по-бързо понижаващи се коефициенти на автокорелация се характеризират производителността на труда, заетостта и реалната работна заплата. Към третата група може да се причислят производството, безработните и свободните работни места, при които автокорелационните коефициенти намаляват много бързо до нула (между r_{10} и r_{14}).

Присъствието на тренд и висока автокорелация на разглежданите повременни редове затвърждава убеждението, че тези променливи трябва да се моделират, или като интегрирани, или подходящо филтрирани с оглед отстраняването на тренда и автокорелацията.

Този извод се потвърждава и от интеграционния анализ на променливите⁷. Резултатите от направените оценки са представени в

⁶ Хипотезата за наличието на структурни прекъсвания в повременния ред на средната номинална работна заплата е проверена с теста на Перон (Peron, P., "The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis, *Econometrica*, 1989, Vol. 47, pp. 1369-1401; Peron, P. "Testing for a Unit Root in a Series with a Changing Mean", *Journal of Business and Economic Statistics*, 1990, Vol. 8, pp. 153-162.). Резултатите потвърждават приетата хипотеза, като характера на първите два скока са свързани с отместване на тренда без да се променя наклона. Прекъсването в началото на 1997 г. е асоциирано с отместване и промяна на тренда. Това се дължи на изменението в политиката от доходите в резултат на въвеждането на валутния съвет.

⁷ Този анализ се основава на концепцията за интегрираност на повременните редове, според която даден нестационарен повременен ред е интегриран от степен d , ако може да се трансформира в стационарен чрез диференциране d пъти (вж. Engle, R., C. Grenger. *Cointegration and error corection. Representation, estimation and testing.* - *Econometrica*, 1987, Vol. 56, 251-276). Определянето на степента на интеграция се базира на тестването на нулевата хипотезата за наличието на единичен корен ($\rho=1$) в следното авторегресионно уравнение: $Y_t = \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t$. Тестването на нулевата хипотеза се основава на разширената версия на теста, разработен от

Дики и Фулер, която включва и наличието на тренд:
$$Y_t = \mu + \rho Y_{t-1} + \beta t + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta Y_{t-i} +$$

ε_t , където Δ е оператор за първите крайни разлики, t - времето (вж. Dickey, D., W. Fuller, *Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root.* - *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74, 1979, 427-431; Dickey, D., W. Fuller, *Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root.* - *Econometrica*, Vol. 49, 1981, 1057-1072).

таблица 1. Всички променливи представени чрез логаритмите на техните равнища не отхвърлят нулевата хипотеза при значимост 1%. Това означава, че те не са интегрирани от нулева степен и не са стационарни.

Хипотезата за нестационарност се отхвърля при първите крайни разлики на логаритмите (ADF-статистиката е статистически значима за всички променливи). От това следва извода, че променливите са интегрирани от първа степен I(1) и добиват стационарност след филтриране чрез използването на първите разлики на логаритмите. Изключение прави променливата на паричното предлагане (агрегата M1), която изглежда интегрирана от втора степен - I(2).

Въпреки този общ извод съществува съмнение за степента на интегрираност на следните променливи: работна сила, заети, безработни, парично предлагане, номинална работна заплата и свободни работни места. То е породено от много близки до критичните стойности ADF-статистики.

Таблица 1

Резултати от теста на Дики - Фулер

| Променливи | Модел | ADF-статистика | Ляг | Променливи | Модел | ADF-статистика | Ляг |
|------------|-----------|----------------|-----|------------|-----------|----------------|-----|
| LFORCE | с тренд | -3.1 | 12 | LNW | с тренд | -1.65 | 12 |
| DLFORCE | без тренд | -3.98* | 2 | DLNW | без тренд | -3.95* | 4 |
| LEMPL | с тренд | -1.2 | 12 | LRW | с тренд | -2.73 | 5 |
| DLEMPL | без тренд | -3.52* | 3 | DLRW | без тренд | -3.54* | 5 |
| LUNEM | с тренд | -1.67 | 8 | LEXR | с тренд | -1.91 | 12 |
| DLUNEM | без тренд | -3.55* | 4 | DLEXR | без тренд | -3.81* | 4 |
| LUMR | с тренд | -3.39 | 2 | LPROD | с тренд | -1.2 | 6 |
| DLUMR | без тренд | -4.25* | 5 | DLPROD | без тренд | -6.85* | 3 |
| LZAET | с тренд | -3.49 | 6 | LPRODUC | с тренд | -1.58 | 12 |
| DLZAET | без тренд | -5.12* | 6 | DLPRODUC | без тренд | -4.55* | 5 |
| LVAC | без тренд | -2.83 | 7 | LM1 | с тренд | -2.61 | 12 |
| DLVAC | без тренд | -3.77* | 8 | DLM1 | без тренд | -2.92* | 3 |
| | | | | DDL1 | без тренд | -8.1* | 2 |
| LBEZR | с тренд | -1.77 | 12 | LREL | с тренд | -3.41 | 12 |
| DLREZR | без тренд | -6.64* | 2 | DLREL | без тренд | -4.51* | 3 |
| LCPI | с тренд | -3.15 | 12 | LKVAL | с тренд | -2.45 | 4 |
| DLCPI | без тренд | -4.57* | 2 | DLKVAL | без тренд | -5.76* | 3 |

Забележка: * - значими при 1% критична стойност.

Динамиката на първите крайни разлики и автокорелограмите на тези променливи не потвърждават подобни опасения.

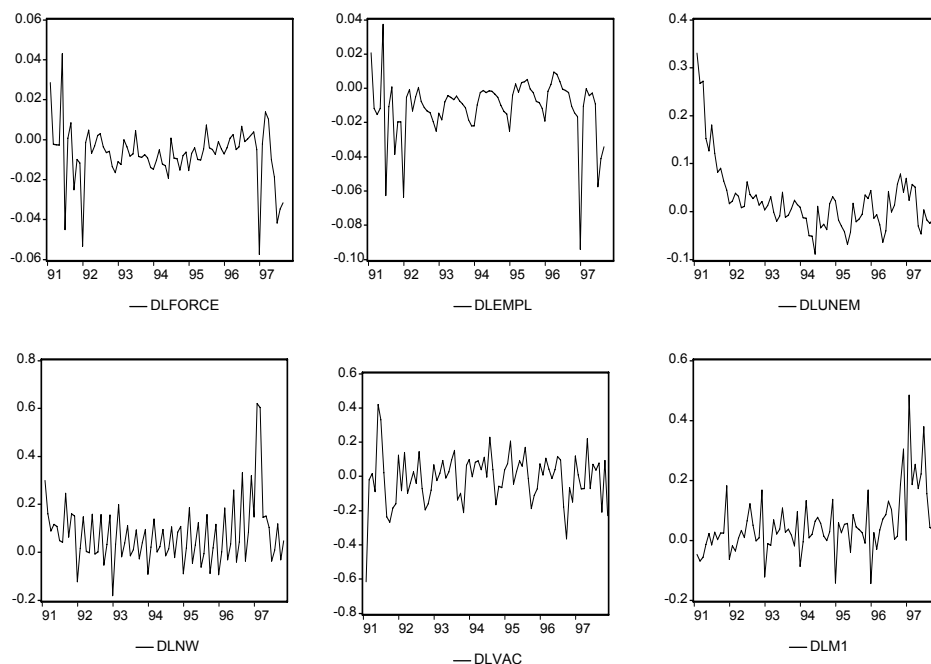
Изменението на DLFORCE не показва ясно изразена тенденция на развитие (фиг. 4). По-съществени колебания се наблюдават в началото и края на изследвания период. Коефициентите на автокорелация са ниски (с изключение на $r_{15} = -0.5$) и не проявяват тенденция на развитие.

Динамиката на първите крайни разлики на номиналната работна заплата (DLNW) показва тенденция на развитие в края на периода (1996 и

1997г.). Вероятно тази особеност е повлияла върху резултатите от интеграционния тест.

Фигура 3

Изменение на първите крайни разлики на логаритмите на някои променливи



Подобна картина се получава и при променливата M1. При нея обаче автокорелацията е доста висока, което подкрепя резултатите от интеграционния тест за I(2).

Сред изследваните променливи единствено безработицата показва ясно изразен тренд при първите крайни разлики. Той е характерен за периода до 1993 г. като след това преминава в неголеми колебания. Това обаче не се отразява съществено върху интеграционния тест на D-F и може да се приеме хипотезата за интегрираност от първа степен.

Анализираните свойства на променливите дават основание да се направят следните по-важни изводи за моделирането на изследваните процеси:

- наличието на тренд и автокорелация в равнищата на променливите изисква прилагането на коинтеграционен подход при моделирането им, или тяхното предварително трансформиране в стационарни повременни редове и след това моделиране чрез прилагането на стандартните процедури;
- първите крайни разлики на логаритмите на променливите изглеждат стационарни и без автокорелация (за някои променливи

тя е слаба). Те могат да се използват в иконометричните модели без голям риск за оценка на фалшива регресия;

- наличието на сезонни колебания в по-голяма част от променливите води до необходимостта от сезонно изгладени или включване в моделите със съответните сезонни изкуствени променливи;
- наличието на структурни прекъсвания в повременните редове на по-голяма част от променливите изисква те да бъдат отразени по подходящ начин в моделите. Особено чувствителни са резките скокове през февруари 1991г. , март 1994г. и февруари 1997г.

2.3. Емпирични зависимости и взаимодействия между променливите

Други важни статистически свойства на променливите, пряко свързани с моделирането, са силата и посоката на връзките и взаимодействията между тях. Тук ще бъдат анализирани някои основни взаимодействия между променливите с оглед да се установи доколко емпиричните характеристики през разглеждания период отговарят на теоретичните постановки.

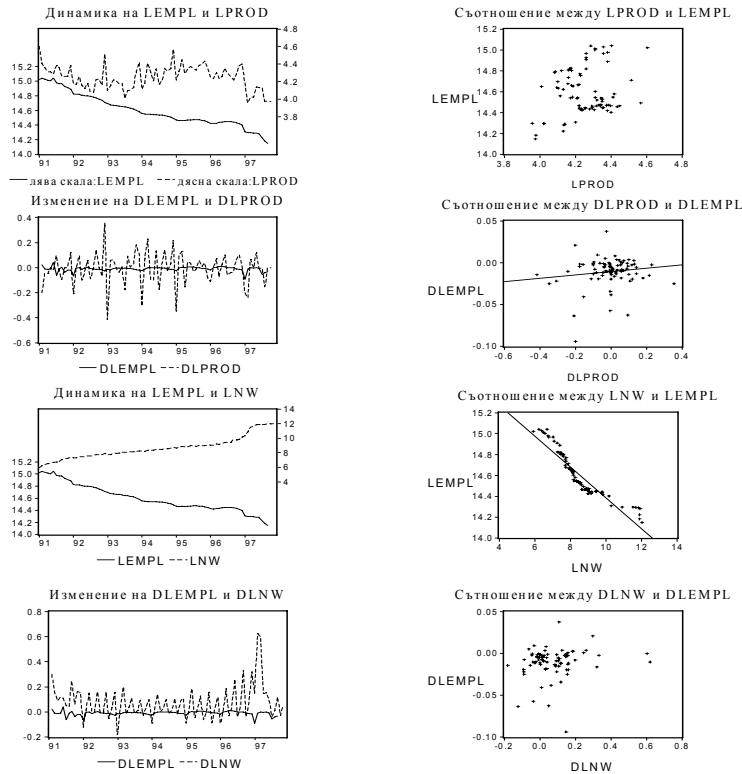
А. Заетост, производство и работна заплата

Равнищата на производството и работната заплата са едни от основните фактори, формиращи търсенето на работна сила. Динамиката на заетостта и промишленото производство, представени на фиг. 5, показват известна разнопосочност. До средата на 1993г. се наблюдава паралелно изменение на двете променливи, а след това те значително се отдалечават една от друга. Докато производството през периода 1994-1995г. нараства, заетостта продължава да спада, но с намаляващ темп. Намаляването на заетите в условията на увеличаване на производството дава основание да се смята, че съществува свръхзаетост, която се консумира в по-късни периоди. Разнопосочното изменение на променливите предполага слаба коинтеграционна връзка и респ. ниска корелираност. Отношението между техните равнища също подкрепя тезата за слаба зависимост между заетостта и производството през изследвания период.

Месечните темпове на прираст (фиг. 4) също показват известни различия. Колебанията в производството са значително по-високи от тези на заетостта, но съотношението между тях има значително по-малка дисперсия и слаба положителна връзка.

Според икономическата теория равнището и динамиката на работната заплата следва да има отрицателно влияние върху заетостта. Увеличаването на работната заплата води до намаляване броя на заетите. Подобна зависимост се наблюдава през целия изследван период (фиг. 4). Променливите, представени чрез логаритмите на техните равнища показват разнопосочно развитие, а съотношенията между тях силно изразена обратна корелационна зависимост. По-съществени са различията в темповете на прираст на тези две променливи (първите крайни разлики на логаритмите), но съотношението между тях не е така ясно изразено.

Изменение на заетостта, производството и работната заплата



Б. Безработица, свободни работни места и новоназначени работници

Една от основните зависимости на трудовия пазар е връзката между безработицата и свободните работни места, известна като крива на Баверидж или U/V крива. Според икономическата теория⁸ тя има обратен наклон и изразява съотношението между нормата на безработица⁹ и нормата на свободните работни места¹⁰. По-големият брой свободни работни места е свързан с намаляването броя на безработните, тъй като съгласуването между търсенето и предлагането на труд става по-лесно. Освен това, по-високата безработица води до по-ниски заплати, увеличаване търсенето на труд и респ. до по-голям брой работни места.

⁸ Blanchard, O., P. Diamond, The Baveridg Curve. - Brooking Papers on Economic Activity 1, 1989, 1-60.

⁹ Отношение на броя на безработните към броя на активната работна сила.

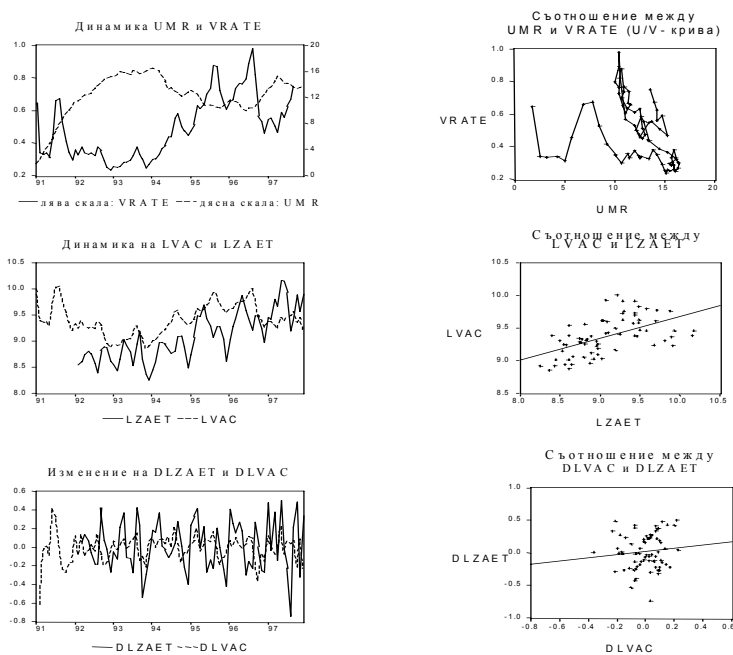
¹⁰ Отношение на броя на свободните работни места към активната работна сила.

Съпоставянето на динамиката на нормата на безработица и нормата на свободните работни места за периода януари 1991г. - декември 1997г. съответства на теоретичната концепция (фиг. 5). За периода 1991-1993г. чувствителното нарастване нормата на безработица (практически от нула до 15%) е съпроводено с намаляване на регистрираните свободни работни места в бюрата по труда. Едновременно с увеличаването на работните места през периода 1994-1995г. броят на безработните намалява до 10%. Макар, че статистическата информация за регистрираните безработни и свободните работни места не е достатъчно изчерпателна и пълна, тя не води до противоречиви на теорията изводи.

В емпиричната оценка на U/V- кривата за България ясно се разграничават два периода на развитие. Първият се изразява чрез една полегата крива, вместваща се в интервала 0-15% от нормата на безработица. Тя съответства на относително бързото увеличаване броя на безработните и по-слабото намаляване броя на свободните работни места. Вторият етап се характеризира с по-тясна зависимост, изразена чрез доста стръмна крива, затворена в пространството между 10-15% от нормата на безработица.

Фигура 5

Безработица, свободни работни места и новоназначени работници



Потокът на работната сила от безработните към заетите е пряко зависим от предлаганите работни места и процесът на съгласуване между търсенето и предлагането. Динамиката на новоназначените работници и броя на свободните работни места е представена на фиг. 5. Характерна особеност

е, че броят на новопостъпилите на работа е по-малък от този на свободните работни места почти през целия изследван период. Единствено в края на периода (след втората половина на 1997г.) се наблюдава тенденция към превишаване на новозаетите над свободните места. Тази особеност характеризира трудния процес на съгласуване между търсенето и предлагането на труд. Независимо от високата безработица остават незаети значителен брой работни места. Причините трябва да се търсят както в слабата институционална развитост на пазара на труда, която не осигурява стиковката на търсещите и предлагашите труд, така и до несъответствията между качествата на търсената и предлаганата работна сила.

В емпиричната оценка на U/V- кривата за България, ясно се разграничават два периода на развитие. Първият се изразява чрез една полегата крива, вместваща се в интервала 0-15% от нормата на безработица. Тя съответства на относително бързото увеличаване броя на безработните и по-слабото намаляване на броя на свободните работни места. Вторият етап се характеризира с по-тясна зависимост, изразена чрез доста стръмна крива, затворена в пространството между 10-15% от нормата на безработица.

В. Работна заплата, инфлация и безработица

Съотношенията между работната заплата, безработицата и инфлацията са едни от основните зависимости на трудовия пазар. Оценяването на взаимодействията между тях в условията на България трябва да отчита някои специфични особености на пазара на труда. Те са свързани с неперфектната конкуренция на стоковия и трудовия пазар¹¹. Работната заплата се договаря в зависимост от очакваната инфлация, цените се формират на основата на разходите, прилага се централизирано регулиране на работната заплата¹².

Всички тези обстоятелства в една или друга степен оказват влияние върху изследваните зависимости. Те трудно се вместват в рамките на една или друга теоретична концепция за пазара на труда и представляват предизвикателство за изследване на тяхната специфична динамика и взаимодействия.

Прилаганият механизъм за регулиране на средствата за работна заплата трябва да формира тясна краткосрочна зависимост между динамиката на заплатите и инфлацията¹³. Тяхното паралелно изменение е ясно подчертано до 1993г., но след това заплатите сериозно изостават от цените (фиг. 6). Следователно логично е да се очаква дестабилизация на взаимодействието между тях и адаптивността на номиналната работна заплата към инфлацията. Съотношението между логаритмите на равнищата на показателите е ясно изразено и показва силна положителна корелационна

¹¹ Допускането за неперфектна конкуренция на потребителския и трудов пазар означава, че компромисното решение се намира извън равновесната точка (вж Charemza, W. The LAM models for East European economies: general description, University of Leicester, 1994, mimeo).

¹² Вж Tzanov, V., D. Whitehead, Macroeconomic effects of restrictive wage policy in Bulgaria: empirical evidence for 1991-1995, in: The Bulgarian Economy: Lessons from Reform during Early Transition, ed. by D. Jones and J. Miller, Ashgate, 1997, 99-125.

¹³ До 1998г. средствата за работна заплата се индексират според фактическата или очакваната инфлация за всяко тримесечие.

зависимост. Тя се изразява в това, че с повишаването на цените номиналната работна заплата нараства. Обратната зависимост (влиятието на заплатите върху цените) е също добре подчертана и положителна.

Темповете на прираст на номиналната работна заплата показват значително по-голяма дисперсия от тази на цените. Това се обяснява с механизма на формиране, регулиране и индексирание на работните заплати. Същевременно съотношението между темповете на прираст представлява тясна съвкупност от точки, която може да се оприличи като вертикална линия близка до нулата. Очевидно е, че увеличаването на инфлацията не води до пълна компенсация на заплатите, т.е. налице е изоставане на заплатите от равнището на инфлацията.

Обратното съотношение (между работната заплата и инфлацията) между темповете на прираст показва слабото влияние на номиналната работна заплата върху темпът на инфлация. Точките са разположени в пространството под формата на права линия успоредна на абцисната ос и близка до нулата.

Тези емпирични факти водят до предположението за еднопосочна причинно-следствена връзка между заплатите и инфлацията. Тя би трябвало да се изразява във влияние, насочено от инфлацията към заплатите, като обратната връзка е слаба или не съществува.

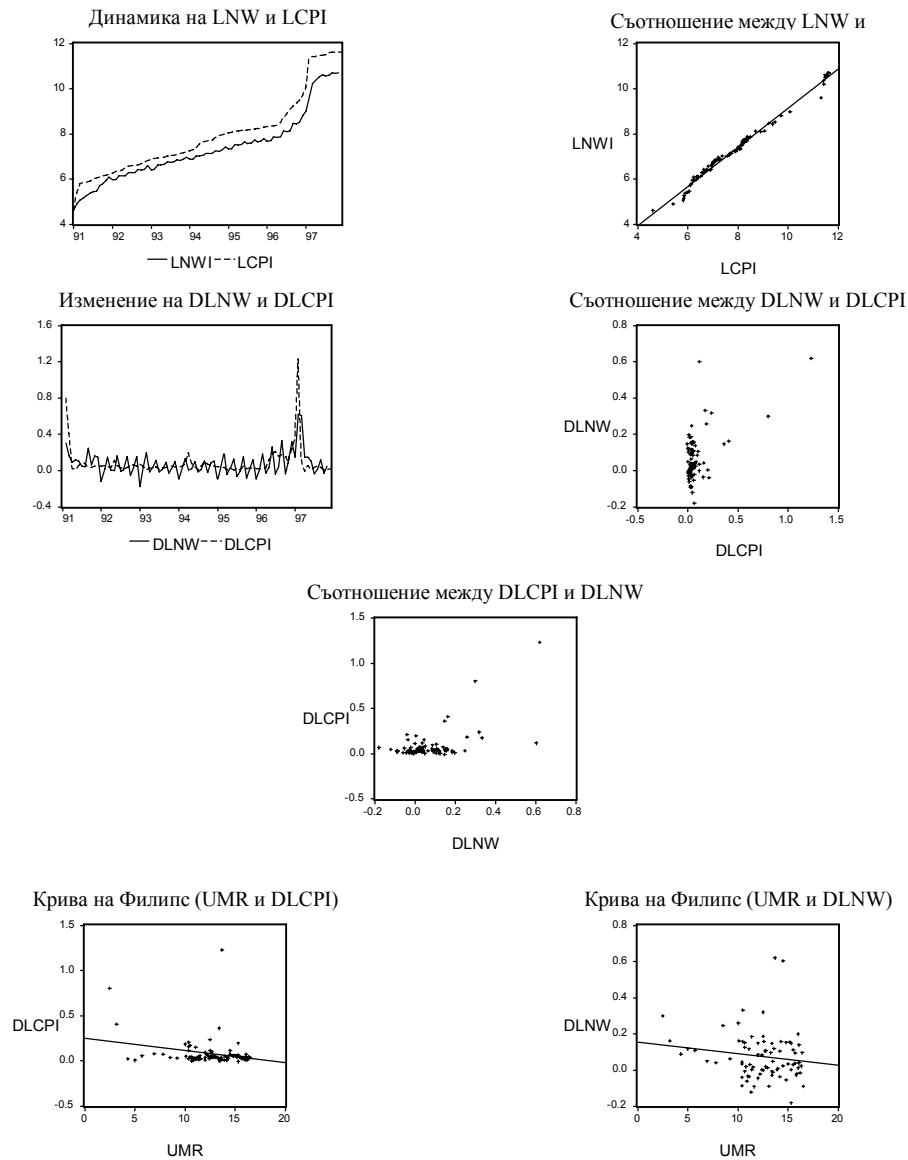
В икономическата теория и емпиричните изследвания на трудовия пазар широко приложение намират взаимодействията между работната заплата, инфлацията и безработицата. Известни са в литературата като криви на Филипс. Те се основават на предположението, че цените се формират на базата на адаптирането на разходите за труд (работната заплата) към производителността и множество от фактори, определящи инфлационния натиск. Работната заплата от своя страна се определя от очакваната инфлация и фактори, оказващи натиск върху растежа на заплатите. Тези модели предполагат двупосочна причинно-следствена зависимост между инфлацията и заплатите.

Емпиричната оценка на две разновидности на кривата на Филипс са представени на фиг. 6. Първата, като съотношение между нормата на безработица и инфлацията, а втората, като отношение на нормата на безработица към темпа на номиналната работна заплата.

Взаимодействието между темпове на прираст на безработицата и инфлацията през изследвания период (1991-1997г.) не формира ясно дефинирана стандартна крива на Филипс. Точките са разположени предимно по хоризонталата на координатната система и наподобяват силно полегата права линия. Икономическата интерпретация на такъв тип крива се състои в следното: първо, слабо взаимодействие или отсъствие на компромис между инфлация и безработица¹⁴, и второ, инфлацията е имала предимно характер на инфлация на разходите, т.е. налице е слабо действие на пазарните механизми.

¹⁴ Практически това означава, че спадането на безработицата през периода 1994-1996 г. не е стимулирало инфлацията. Последната е била на едно постоянно високо равнище.

Работна заплата, инфлация и безработица



Вторият вариант на кривата на Филипс (съотношението между безработицата и номиналната работна заплата) е още по-неясно изразен. Точките, изразяващи съответното съотношение не формират строго изразена зависимост. Очевидно натискът, който равнището на безработица трябва да оказва върху спадането на работната на заплата не е съществен. И тук може да се направи извода, че пазарът на труда не участва във формирането на

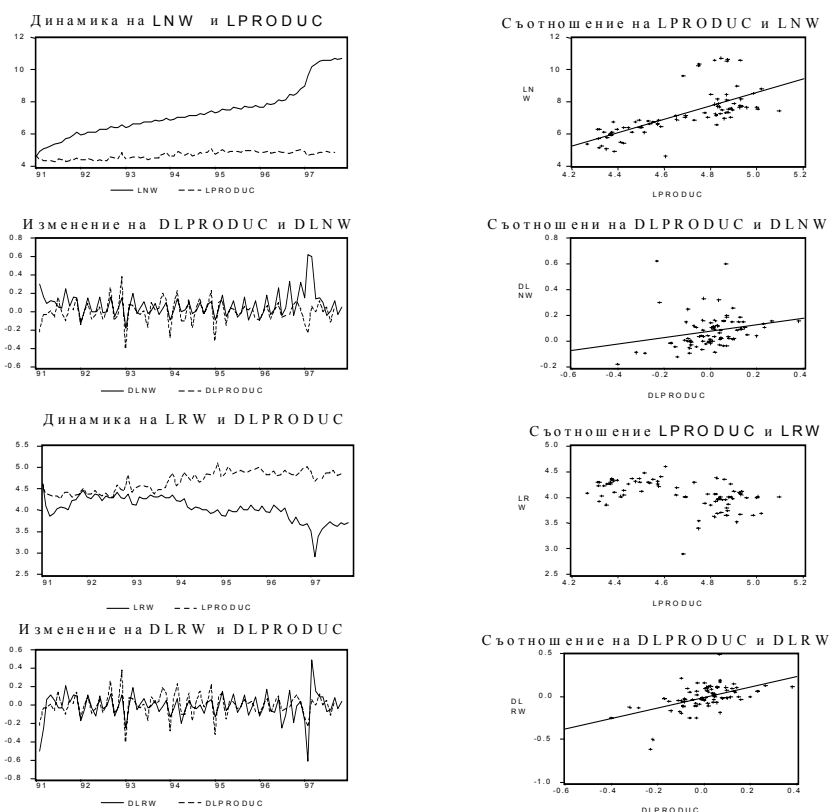
заплатата. Нейното определяне не е свързано с действието на пазарните сили, а по-скоро - на външни фактори (синдикати, административни мерки и други).

Г. Работна заплата и производителност на труда

Взаимодействието между производителността на труда и работната заплата в условията на колективно трудово договаряне и прилагането на регулиращи механизъм се модифицира и деформира. По принцип използвания у нас механизъм на регулиране има дестимулиращо и ограничаващо въздействие¹⁵. Сравняването на динамиката на средната номинална и реална работна заплата с производителността на труда показва, че тези два показателя не се развиват паралелно (фиг. 7).

Фигура 7

Производителност и работна заплата



Визуалното проследяване равнищата на изменение на работната заплата и производителността показват слаба взаимовръзка, което подкрепя тезата за отсъствие на коинтеграция между тях. Обаче връзката помежду им е положителна, макар и не силно изразена.

¹⁵ Вж по-подробно Tzanov, V. Цит. съч., 101-139.

Съпоставянето на темповете на прираст на разглежданите променливи също показва различия. Това се отразява върху съотношението между тях, което индикира за ниска корелационна зависимост.

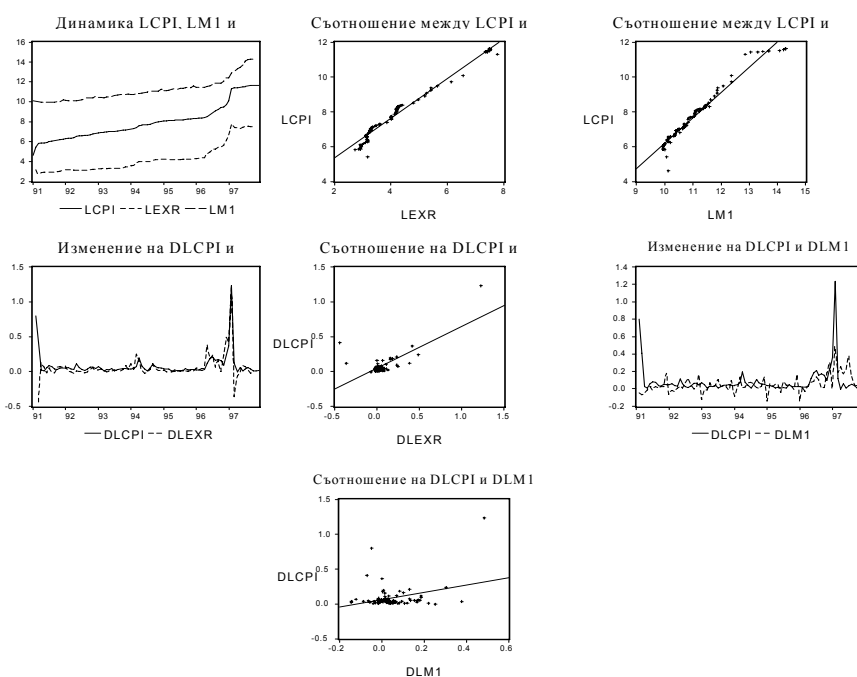
Подобни изводи са валидни и за взаимодействието между реалната работна заплата и производителността. Различията в насоките на развитие са очевидни, но по-важното е, че реалната работна заплата изостава от равнището на производителността на труда. Същевременно между темповете на прираст се наблюдава по-ясно изразена положителна корелационна зависимост.

Д. Инфлация, парично предлагане и обменен курс

Либерализацията на цените постави началото на активни инфлационни процеси, които генерират сравнително високи темпове на прираст на потребителските цени. Относително високата инфлация в България е породена от различни причини и фактори, но в основата ѝ стои нестабилността на икономическото развитие и нерешените проблеми по реструктурирането на икономиката, несигурността на банковата система и неразвитите пазари и пазарни механизми.

Фигура 8

Инфлация, парично предлагане и валутен курс



Съпоставянето на динамиката на потребителските цени, паричното предлагане и валутния курс (долар-лев) показва сходно изменение през целия изследван период (фиг. 8). Редуването на резки колебания с периоди

на намаляване и увеличаване съвпадат по време и в трите променливи. Това дава основание да се предполага наличието на висока корелационна зависимост между логаритмите на променливите и съответно коинтеграционна зависимост. Съотношенията, представени на фиг. 9 показват положителна и силно изразена зависимост.

Подобно сходство се наблюдава и в изменението на темповете на прираст. По отношение на инфлацията и валутния курс те са доста сходни по време и величина. Това дава основание за две важни хипотези: първо, за наличието на пряка и обратна причинно-следствена връзка и второ, почти не съществува отместване във времето, т.е. промяната в единия фактор непосредствено се отразява върху другия.

По отношение на връзката между инфлацията и паричното предлагане графиката показва по-различна картина. Тук темповете на прираст не съвпадат по време и величина. Пиковите в променливата M1 се появяват обикновено със закъснение от един-два месеца, което означава, че номиналната парична маса се изменя в резултат на цените. Темповете на прираст се намират в съотношение, което подкрепя тезата за слабото влияние на паричната маса върху инфлацията.

3. Спецификация и оценка на отделните уравнения на модела

3.1. Спецификация и оценка на функцията на заетост

Спецификацията и подборът на факторите, детерминиращи функцията на търсенето на труд се основава на неокласическата теория на търсенето. Изходна точка са различните варианти на производствената функция, разглеждани от С. Холл и Д. Хенри¹⁶ и Р. Лаярд и Р. Никел¹⁷, в които търсенето на труд се основава на максимизирането на печалбата. Основни фактори са труда, капитала, работната заплата, техническия прогрес и цените на суровините и материалите. Тъй като заетостта се разглежда в краткосрочен аспект, то капиталът и техническия прогрес се приемат за фиксирани и не участват в модела.

Динамиката на заетостта в България е свързана и със специфичното поведение на стопанските субекти на трудовия пазар. Съществуват факти, които дават основание да се предполага, че фирмите (предимно държавните) поддържат свръхзаетост за сметка на по-ниски заплати. В този аспект хипотезата за свръх заетост може да се тества чрез оценката т. нар. "деформиран хистерезисен ефект". Обикновено това се постига като в уравнението на краткосрочната заетост се включи производството със съответен лаг. Отрицателното значение на съответния коефициент е индикатор за съществуването на свръхзаетост.

При моделирането на заетостта е използван коинтеграционния подход, който се изразява в оценка на дългосрочното взаимодействие между променливите и на тази основа се оценява краткосрочен модел с включване на механизъм за корекция на грешката¹⁸, т.е. процесът на адаптация към

¹⁶ 10. Hall, S., D. Henry, *Macroeconomic Modelling*, North-Holland, 1988, 112-116.

¹⁷ Layard, R., Nickell, R., *Unemployment in Britain*. - *Economica*, 1991, Vol. 53, 121-169.

¹⁸ В иконометричната литература е известен като "error correction mechanism (ECM)", (вж. Engle, R., C. Grenger, *Цит. съч.*, 251-276; Banerjee, A., J. Dolado, J. Galbraith, D. Hendry. *Co-integration*,

дългосрочното равновесие. Приложена е модифицираната процедура на С. Йохансен¹⁹, която се базира на метода на максималното правдоподобие и позволява включването на изкуствени променливи и тренд. Най-общо същността на подхода се изразява в определянето на системата от коинтегрирани уравнения и оценка на дългосрочната и краткосрочната зависимост между променливите с отчитане на адаптацията към равновесното състояние (корекция на грешката)²⁰.

Променливите, описващи динамиката на заетостта са следните: LEMPL - брой на заетите; LNWN - номинална работна заплата; LPROD - индекс на промишленото производство и LVAC - свободни работни места.

Коинтеграционният анализ не дава ясна представа за броя на коинтеграционните вектори. Изчисленият ранг на матрицата Π варира от 0 до 4 в зависимост от дължината на включения лаг и тренд (таблица 2). Наличието на тренд в изходните данни изключва колони 2 и 3 от таблицата. Същевременно разминаването на посоките на развитие на променливите дава основание да се изключи и възможността и четирите променливи да са коинтегрирани.

Най-вероятно е наличието на 2 или 3 коинтеграционни вектора. От икономическа и статистическа гледна точка по-подходящ е изборът на модел, в който се приема лаг 4 месеца, линеен тренд в изходните данни и сезонни изкуствени променливи.

Таблица 2

Error corection and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data, Oxford: Oxford University Press, 1993; Hendry, D. Dynamic Econometrics. Advanced Texts in Econometrics, Oxford University Press, 1993, 550-553.

¹⁹ Johansen, S. Statistical analysis of cointegrating vectors" - Journal of Economic Dynamics and Control, 1998, 12, 231-245.

²⁰ Изходна точка е следната система от авторегресионни вектори (VAR):

$$x_t = \sum_{j=1}^k A_j x_{t-j} + \gamma D_t + \varepsilon_t, \text{ където } x - \text{вектор на интересуващите ни променливи, } D - \text{матрица,}$$

включваща константа, тренд и сезонни изкуствени променливи. Тя се трансформира в "модел на корекция на грешката", който се изразява по следния начин:

$$\Delta x_t = \sum_{j=1}^{k-1} \Pi_j \Delta x_{t-1} + \Pi x_{t-1} + \gamma D_t + \varepsilon_t, \text{ където } \Pi = \left(\sum_{i=1}^k A_i - I \right) \text{ и означава матрица на}$$

дългосрочното взаимодействие между променливите.

Ако x_t са интегрирани от първа степен - $I(1)$, то рангът (r) на Π съответства на броя на коинтегрираните вектори. Приемайки, че r е равен на ранга на Π и използвайки α и β като матрици с размер $j \times r$, за които $\Pi = \alpha \beta'$, то редуцираната VAR система е следната:

$$\Delta x_t = \sum_{j=1}^{k-1} \Pi_j \Delta x_{t-1} + \alpha \beta' x_{t-1} + \gamma D_t + \varepsilon_t, \text{ където } \beta' x_{t-1} \text{ показва коинтеграционните вектори, а}$$

α - коефициентите на приспособяване. Процедурата на Йохансен позволява едновременно оценяване на α и β .

Ранг на матрицата **П** в зависимост от дължината на лага, наличието на тренд и свободен член на променливите LEMPL, LNW, LPROD и LVAC

| Лаг | Тренд в данните | без тренд | без тренд | линеен | линеен | квадратичен |
|-----|-----------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-----------------------|-----------------------|
| | Вид модел | Свободен член без тренд | Свободен член без тренд | Свободен член без тренд | Свободен член и тренд | Свободен член и тренд |
| 2 | ранг= | 2 | 2 | 2 | 3 | 4 |
| 3 | ранг= | 1 | 1 | 1 | 2 | 4 |
| 4 | ранг= | 0 | 2 | 2 | 2 | 4 |
| 5 | ранг= | 1 | 1 | 1 | 2 | 1 |
| 8 | ранг= | 4 | 4 | 3 | 3 | 2 |
| 12 | ранг= | 4 | 4 | 3 | 3 | 2 |

При този модел хипотезата за отсъствие на коинтеграция между променливите се отхвърля при вероятност 1%. Хипотезата за съществуването на 2 коинтеграционни уравнения трябва да се приеме при 5% вероятност за грешка. Оценката на съответните ненормализирани коефициенти на коинтеграция са представени в таблица 3.

Таблица 3

Ненормализирани коинтеграционни коефициенти

| LEMP | LNW | LPROD | LVAC | @TREND(91:02) |
|-----------|-----------|-----------|-----------|---------------|
| -3.467192 | -0.880560 | -1.781418 | 0.457234 | 0.010928 |
| -4.205504 | 0.363084 | -0.218687 | 0.667406 | -0.062734 |
| 0.157895 | 0.008133 | 2.322670 | -0.738983 | 0.004774 |
| -1.535420 | 0.078998 | 0.726092 | 0.569289 | -0.017079 |

Тъй като ни интересува дългосрочната връзка между заетите и изследваните променливи, то тя се получава след нормализация на първия ред от по-горната таблица. Дългосрочната зависимост е представена чрез следното уравнение:

$$\text{LEMP} = 17.582 - 0.254\text{LNW} - 0.514 \text{LPROD} + 0.132 \text{LVAC} - 0.0031 \text{TREND},$$

(0.049) (0.108) (0.026) (0.002)

където в скобите са представени стандартните грешки на оценката.

Получените оценки са статистически значими и икономически могат да се интерпретират. Отрицателната зависимост между работната заплата и заетостта показва, че въпреки нетипното пазарно поведение на стопанските субекти по отношение на заетостта увеличаването на работната заплата е било свързано с намаляване броя на заетите. Обаче отрицателното влияние на производството върху заетите трудно може да се обясни. Тук могат да се изтъкнат две обстоятелства: първото е слабата корелационна зависимост между броя на заетите и индекса на промишленото производство (0.23) и

второто - наличието на свръхзаетост. В случая може да се очаква наличието на деформиран хистерезисен ефект.

Елементът на корекция на грешката или механизмът на адаптация към дългосрочното равновесие се получава като разлика между емпиричните и оценени стойности (LEMPL*) на LEMPL: (ECMe = LEMPL-LEMPL*). Статистическите характеристики на ECMe подкрепят тезата за стационарност на процеса. Автокорелационните коефициенти са много близки до нула, а тестът на DF показва интегрираност от нулева степен (ADF статистиката е -3.56 при критична стойност -3.23 и 1% на вероятност за грешка).

Динамичният модел на заетостта в краткосрочен аспект е получен чрез трансформация на равнищата на логаритмите на съответните променливи в първи разлики. Моделът е тестван с различна дължина на лага на отделните променливи, като статистически незначимите оценки са изключени от уравнението. За оценка на параметрите са използвани два метода: обикновения метод на най-малките квадрати (OLS) и този на инструменталните променливи (IV). Различията в оценките не са съществени и поради това тук ще бъдат представени резултатите от OLS. Моделът с оценката на параметрите има следния вид:

$$\begin{aligned}
 (3.1) \text{ DLEMPL} = & -0.111 + 0.160\text{DLEMPL}(-1) + 0.087\text{DEMPL}(-6) - 0.024\text{DLMW} - \\
 & (-2.44) \quad (2.11) \quad (1.11) \quad (-2.27) \\
 & - 0.045\text{DLNW}(-4) - 0.025\text{DLPROD}(-2) - 0.039\text{DLPROD}(-3) + \\
 & (-4.19) \quad (-1.88) \quad (-3.34) \\
 & + 0.025\text{DLPROD}(-5) + 0.042\text{DLVAC}(-1) - 0.515\text{ECMe}(-1) + \\
 & (2.36) \quad (4.44) \quad (-1.04) \\
 & + \text{сезонни променливи}
 \end{aligned}$$

В таблица 4 са представени резултатите от направените диагностични тестове на модела. Оценките са статистически значими и икономически смислени. Коефициентът на детерминация е висок (0.65), а стандартната грешка на оценките е относително ниска (0.009). Емпиричните статистики на тестът за автокорелация LM(2) и тестът за автокорелационна хетеросцедастичност (ARCH) в остатъчния член при лаг 2 са ниски, което означава стационарност на последния.

Емпиричната оценка на уравнението на заетостта показва добро приближение към изходните данни. Освен статистическа значимост, при оценените параметри се наблюдава и относителна стабилност във времето. Тяхното изменение през изследвания период е представено на фиг. 9.

Таблица 4

Диагностични тестове на уравнение (3.1)

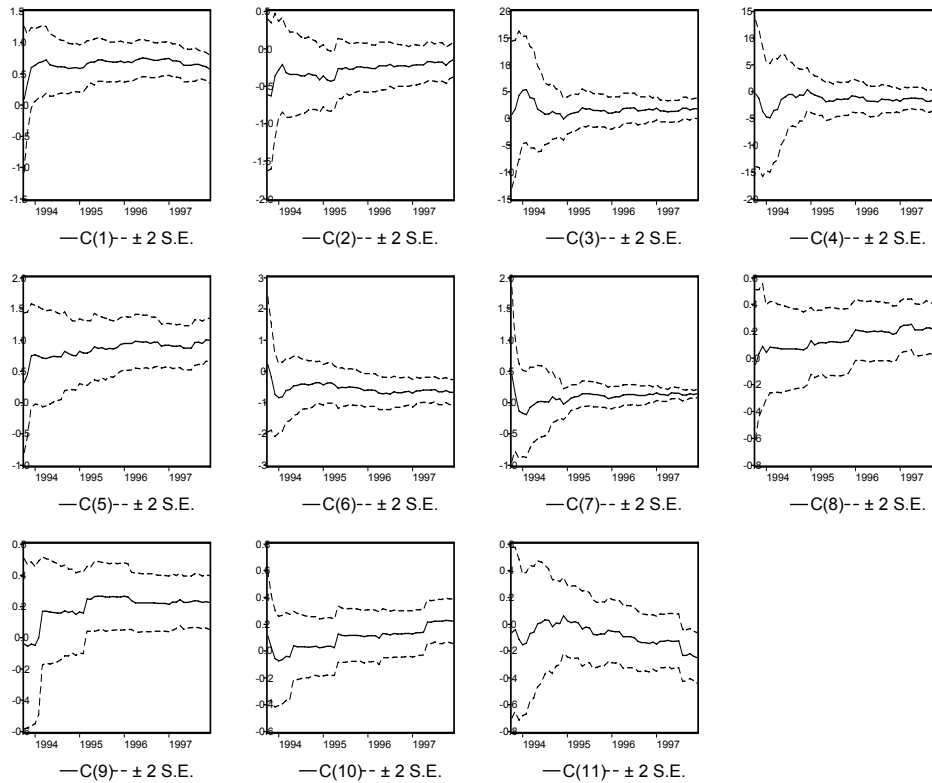
| | | | |
|----------------------|------------|-----------------------|------------|
| R-squared | 0.71 | Mean dep. var | -0.011 |
| Adjusted R-squared | 0.65 | S.D.dep. var | 0.016 |
| S.E.of regression | 0.009 | Akaike info criterion | -9.1 |
| Sum squared resid | 0 .005 | Schwarz criterion | -8.9 |
| Log likelihood | 46.5 | F-statistic | 11.5 |
| Durbin-Watson stat | 1.82 | Prob(F-statistic) | 0.00 |
| Ser. cor. LM-test(2) | 0.38(0.68) | ARCH LM-test(2) | 0.13(0.87) |

Рекурсивната оценка на някои параметри показва дестабилизация от началото на 1997 г. Това е по-силно изразено при параметрите пред DEMPL (-1), DEMPL(-6), DLNW(-4), DLPROD(-3) и DLPROD(-5).

Оценките на параметрите имат ясна икономическа интерпретация, която съответства на икономическата теория. Основните изводи могат да се обобщят в следното:

- главните фактори, влияещи върху изменението на заетостта са свързани предимно с динамиката на производството, работната заплата и инерционността. Те нямат равностойно значение по сила и интензивност. Намаляването на търсенето и респ. производството във всички сектори на икономиката има доминиращо значение;
- динамиката на заетостта до голяма степен се обяснява със високата инерционност на трудовия пазар. Автономното изменение (намаляване) на заетостта се проявява със значително закъснение във времето (от порядъка на 5-6 месеца). Това означава периодично намаляване на броя на заетите, което трудно може да се обясни с действието на други фактори. Очевидно административната намеса има определена роля за обясняване на това поведение на стопанските субекти;
- работната заплата оказва отрицателно влияние върху изменението на заетите. Връзката обаче не е достатъчно силно изразена. Това означава, че през изследвания период работната заплата не е използвана като регулатор на трудовия пазар в България;
- намаляването на производството като основен фактор за свиването на заетостта е недооценено. Сравнително niskият коефициент на въздействие трудно може да намери логично обяснение. Вероятно това се дължи на поддържането на свръхзаетост. Потвърждение на това е отрицателния коефициент пред производството с лаг единица, което индикира за наличието на обратен хистерезисен ефект (нарастването на производството има отрицателен ефект върху заетостта);

Рекурсивна оценка на параметрите $C(i)$ на уравнение (3.1)



- скоростта на адаптация на трудовия пазар към равновесна дългосрочна заетост е висока, но статистически незначима. Това ни дава основание да бъдем по-предпазливи при изводите относно приспособяването на този пазар към дългосрочното равновесно равнище.

3.2. Спецификация и оценка на уравнението на съгласуване на търсенето и предлагането на труд

В изследването спецификацията на функцията на съгласуване на търсенето и предлагането на труд или т. нар. "matching function" се основава на класическата постановка на подхода на потоците. Той от своя страна се базира на концепцията за взаимната връзка между броя на безработните и този на свободните работни места - т. нар. крива на Баверидж.

Концепцията за моделирането на потока на работната сила от безработните към заетите е аналогична на производствената функция от

типа на Коб-Дъглас с постоянен мащаб на производството²¹. Тъй като влиянието на научно-техническия прогрес (изразено чрез тренда) трудно може да се оцени на базата на месечни данни за един период от няколко години, то в модела този елемент е елиминиран. Освен това се предполага, че взаимодействието между новозаетите, безработните и свободните работни места се осъществява в рамките на определен лаг. Обикновено в икономическата литература се предполага закъснение от 1 до 2 периода. Тук дължината на лага не е определена априори, а в резултат на статистическата значимост.

Важен фактор за формирането на потока на работната сила от безработните към заетите са активните политики на трудовия пазар. Увеличаването на средствата за различни програми, свързани със стимулирането на заетостта (за квалификация и преквалификация, за създаване на нови работни места и др.) би трябвало да има положително значение върху новоназначените работници. В представения модел е тествано влиянието на разходите за квалификация и преквалификация върху входящия поток на заетите (LKVAL).

Моделът за оценка на съгласуването има следния вид:

$$(3.2) \text{ LZAET} = C(1)*\text{LZAET}(-1) + C(2)*\text{LZAET}(-2) + C(3)*\text{LUNEM}(-1) + \\ + C(4)*\text{LVAC}(-1) + C(5)*\text{LVAC}(-3) + C(6)*\text{LNW}(-1) + \\ + C(7)*\text{LKVAL}(-2) + \text{сезонни променливи}$$

Параметрите са оценени чрез OLS и имат следните значения:

$$\text{LZAET} = 0.575*\text{LZAET}(-1) - 0.149*\text{LZAET}(-2) + 0.070*\text{LUNEM}(-1) + \\ (5.13) \quad (-1.31) \quad (1.64) \\ + 0.882*\text{LVAC}(-1) - 0.466*\text{LVAC}(-3) + 0.164*\text{LNW}(-1) \\ (6.32) \quad (-3.33) \quad (5.91) \\ + 0.091 + \text{сезонни променливи} \\ (1.57)$$

От статистическа гледна точка получените оценки са задоволителни. Параметрите са статистически значими и преминават през всички диагностични тестове (табл. 4). Моделът дава добро приближение към емпиричните значения на променливата LZAET. Независимо от това, трябва да се отбележи, че стандартната грешка на оценката е сравнително висока. Отсъствието на автокорелация и хетеросцедастичност в остатъчния член ни дават основание да предположим, че променливите са I(0). Тук не са представени оценките на сезонните променливи, но те са статистически значими и показват ясно изразена сезонност.

За разлика от уравнението на заетостта при уравнението на съгласуването на търсенето и предлагането стабилността на параметрите е значително по-голяма (фиг. 10).

²¹ Изходната форма на "метчинг" функцията е следната: $M = A V^{\alpha} U^{\beta} e^{\gamma t}$, където M е броят на новопостъпилите на работа безработни, U - брой на безработните; V - брой на свободните работни места; A - ефективност на технологията на съгласуване.

Това е особено характерно за първите седем коефициента, т.е. тези пред безработните и свободните работни места.

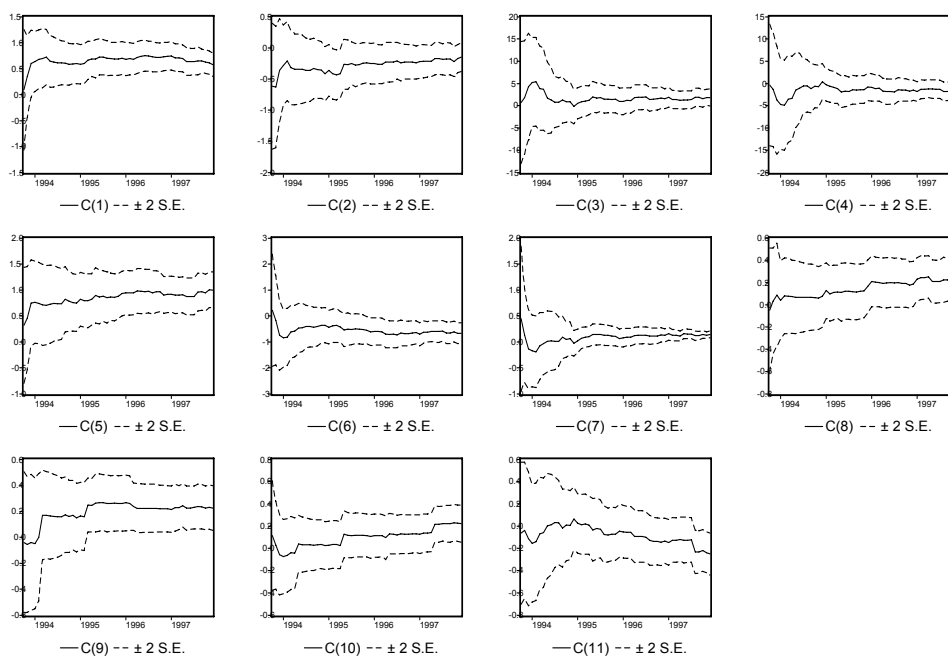
Таблица 4

Диагностични тестове на уравнение (3.2)

| | | | |
|----------------------|-------------|-----------------------|-------------|
| R-squared | 0.87 | Mean dependent var | 9.11 |
| Adjusted R-squared | 0.85 | S.D. dependent var | 0.46 |
| S.E. of regression | 0.17 | Akaike info criterion | -3.30 |
| Sum squared resid | 1.84 | Schwarz criterion | -2.94 |
| Log likelihood | 27.0 | F-statistic | 39.8 |
| Durbin-Watson stat | 2.19 | Prob(F-statistic) | 0.00 |
| Ser. cor. LM-test(2) | 1.17 (0.31) | ARCH LM-test(2) | 0.35 (0.71) |
| RESET LM (1) test | 1.26 (0.26) | | |

Фигура 10

Рекурсивна оценка на параметрите на уравнение (3.2)



Получените оценки не противоречат на теоретичните очаквания. Нещо повече, те подчертават специфичните особености на стиковането в нашите условия. Преди всичко трябва да се отбележи, че основен фактор, участващ във формирането на потока на новоназначените работници, е броят на

свободните работни места. Според получените оценки тази променлива почти изцяло обяснява процесът на съгласуване. Ролята на безработните е силно ограничена и почти сведена до нула. Коефициентите пред променливите, изразяващи броя на безработните са високи и почти идентични, но с противоположни знаци. Следователно увеличаването или намаляването на безработните не оказва влияние върху броя на новозаетите, то се определя предимно от търсенето на трудовия пазар.

Изменението на броя на свободните работни места се влияе съществено от този на безработните. Съпоставянето на динамиката между тях показва, че с увеличаването на безработните броят на свободните места намалява и обратното. Това взаимодействие не влияе съществено върху броя на новозаетите - те остават почти постоянна величина във времето със слаба тенденция към нарастване през последните няколко години.

Малката роля на предлагането на труд в процеса на съгласуване може да се обясни със следните две причини: първо, високите стойности на съотношението "безработни-свободни работни места" (U-V кривата) създава нисък пределен продукт на безработните и второ, обявените работни места са предимно непривлекателни и техният брой не отговаря на реалността.

Оценката на влиянието на разходите за квалификация и преквалификация е статистически значима, но относително ниска. Ефектът се проявява с лаг около 2 месеца, което е напълно приемливо. Коефициентът на краткосрочна еластичност е нисък и означава, че с увеличаването на тези разходи с един процент потокът на безработните към заетите нараства с 0.1%. Това съотношение изглежда реално, като се има предвид, че този вид инвестиции в човешкия капитал имат за цел да адаптират предлагането на труд от гледна точка на качеството на търсената работна сила.

3.3. Спецификация и оценка на уравнението на свободните работни места

Създаването на нови работни места е процес, свързан с търсенето на работна сила на трудовия пазар. Следователно той се обуславя от фактори, които определят оптималното равнище на производство. От тази гледна точка броят на новосъздадените работни места ще зависи от следните основни фактори: равнището на производство (LPROD), работната заплата (LNW) и други фактори на търсенето и предлагането. Освен това, броят на предлаганите свободни работни места зависи не само от изброените фактори, но и от равнището на безработица (LUNEM). Връзката между свободните работни места и безработните е отрицателна и се изразява в това, че с увеличаването на броя на безработните този на свободните работни места намалява.

Изследваната зависимост е представена чрез динамичен модел на разпределените лагове. Максималната дължина на лага на отделните променливи е получена на базата на статистическата значимост на оценките. Общият вид на уравнението за статистическа оценка е следния:

$$(3.3) LVAC = C(0) + C(I) * \sum_{I=1}^k LVAC(t-I) + C(J) * \sum_{J=1}^n LNW(t-J) +$$

$$+ C(L)^* \sum_{L=1}^m LPROD(t-L) + C(H)^* \sum_{H=1}^s LUNEM(t-H) +$$

+ сезонни променливи

Параметрите на модела са оценени с помощта на метода OLS. Получените оценки с техните t-статистики (в скобите) са:

$$LVAC = 3.159 + 0.739*LVAC(-1) + 0.025*LNW(-1) + 0.174*LPROD +$$

(1.52) (11.1) (2.27) (1.71)

$$+ 0.179*LPROD(-4) - 0.192*LUNEM + 0.134*D1 + 0.122*D3 +$$

(1.55) (-1.86) (2.96) (2.76)

$$+ 0.079*D5 + 0.151*D6 + 0.174*D7 + 0.246*D8$$

(1.82) (3.37) (4.23) (5.85)

Оценките са статистически значими при вероятност 5% и повече. Високият коефициент на детерминация и относително ниската стандартна грешка на оценката показват задоволително приближение до емпиричните данни (табл. 5). Автокорелограмата и тестът за автокорелация не потвърждават съществуването на автокорелация между остатъчните членове. Освен това не се потвърждава наличието на хетеросцедастичност - тестът ARCH(4).

Рекурсивната оценка на параметрите (фиг. 11) демонстрира относителна стабилност. Изменението на всички параметри се вмества в рамките на доверителните интервали. При това уравнение е очевидно, че структурните изменение в повременните редове, настъпили през 1997 г. не оказват съществено влияние върху параметрите.

Таблица 5

Диагностични тестове на уравнение (3.3)

| | | | |
|----------------------|-------------|-----------------------|-------------|
| R-squared | 0.91 | Mean dependent var | 9.40 |
| Adjusted R-squared | 0.89 | S.D. dependent var | 0.29 |
| S.E. of regression | 0.097 | Akaike info criterion | -4.51 |
| Sum squared resid | 0.63 | Schwarz criterion | -4.15 |
| Log likelihood | 77.4 | F-statistic | 59.9 |
| Durbin-Watson stat | 2.01 | Prob(F-statistic) | 0.00 |
| Ser. cor. LM-test(4) | 1.48 (0.23) | ARCH LM-test(4) | 0.17 (0.94) |
| RESET LM (1) test | 0.06 (0.81) | | |

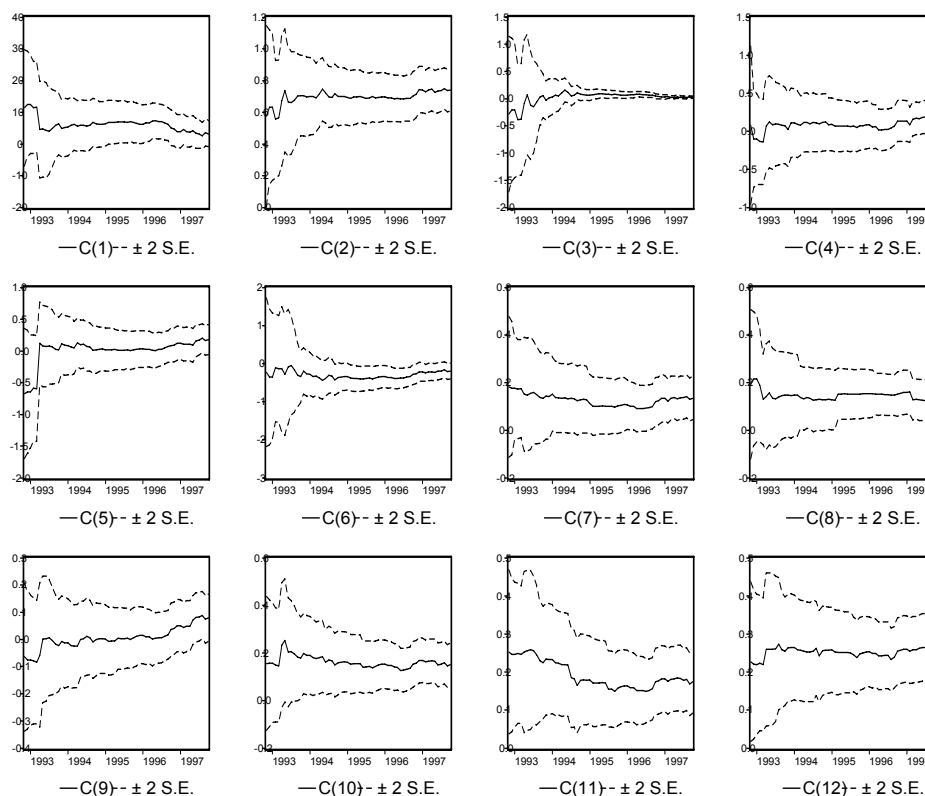
Според получените оценки основните фактори, формиращи свободните работни места могат да се групират в две групи. Първата включва инерцията и вътрешните механизми (институционалните) на взаимодействие. Процесът се отличава с висока инерционност с лаг един месец, която се изразява чрез коефициента пред LVAC(-1). Втората група включва производството и безработните. Знаците на оценените параметри не противоречат на икономическата теория. Логично е да се очаква висока и статистически

значима връзка с производството. Лагът между обявените свободни места и производството е по-голям, което отразява както закъснелия ефект от производството, така и технологията на обявяването им в бюрата по труда. Ефектът от нарастването на безработицата върху свободните места е отрицателен и в рамките на 19%.

Оценката за влиянието на работната заплата върху свободните работни места е ниска и с положителен знак. Според икономическата теория увеличаването на работната заплата трябва да има отрицателно въздействие върху търсенето на труд. Очевидно в условията на трудовия пазар в България работната заплата няма пряка и силна връзка с равнището на заетост.

Фигура 11

Рекурсивна оценка на параметрите на уравнение (3.3)



3.4. Спецификация и оценка на уравнението на работната заплата

В икономическата литература съществува голямо разнообразие от модели, описващи динамиката на работната заплата. Те се основават предимно на концепцията на кривата на Филипс, според която превишеното

търсене на трудовия пазар може да се апроксимира чрез нормата на безработица. В резултат на задълбочени изследвания бяха получени голямо разнообразие от модификации и модели²², които засягат следните моменти: специфициране на функционалната зависимост; добавяне на нови променливи към оригиналния модел в зависимост от преследваните цели (например, постигането на по-добро обясняване на зависимостта с оглед специфичните особености на отделните страни); добавяне на допълнителни уравнения с цел разработването на симултантни модели за обясняване на динамиката на цените и заплатите.

В икономическата литература и практическите изследвания широка популярност придобиват моделите, в които оригиналната крива на Филипс (уравнението на работната заплата) е разширена с променливи, изразяващи инфлационните очаквания, производителността, данъчната тежест и др. По този начин връзката между заплатите и инфлацията се разглежда като симултантна система от уравнения, позволяваща идентифицирането на преките и обратните взаимодействия.

Спецификацията на модела, описващ дългосрочната и краткосрочната динамика на работната заплата у нас, се основава както на описаните по-общо теоретични постановки, така и на емпиричния анализ на взаимодействието и свойствата на променливите. Както и при заетостта тук ще бъде използван коинтеграционния анализ на набор от променливи, за които смятаме, че имат отношение към работната заплата. Това са номиналната работна заплата (LNW), индекса на потребителските цени (LCPI), производителността на труда (LPRODUC) и нормата на безработица (LUMR). Освен тези променливи в уравнението са включени и изкуствени променливи, характеризиращи тренда, резките и сезонни колебания.

Коинтеграционният анализ установява два коинтегрирани вектора при лаг 5 месеца и съответните изкуствени променливи. Идентифицираните зависимости се отнасят до уравненията, определящи LNW и LCPI. Следователно те би трябвало да се разглеждат като система от едновременни уравнения с преки и обратни връзки. В случая нас ни интересува уравнението на работната заплата, което в дългосрочен аспект има следната оценка:

$$(3.4) \quad LNW = 2.43 + 0.91LCPI + 0.414 LPRODUC + 0.767LUMR$$

(0.05) (0.29) (0.14)

С изключение на нормата на безработица (LUMR), останалите параметри имат знаци, съответстващи на теоретичните очаквания. В краткосрочен и дългосрочен аспект увеличаването на броя на безработните трябва да има ограничаващ ефект върху растежа на работната заплата. Получената нестандартна зависимост вероятно е резултат от факта, че с

²² Литературата по тези проблеми е представена в: Goldstain, M. The Trade-Off Between Inflation and Unemployment: A Survey of the Econometric Evidence for Selected Countries. - International Monetary Fund Staff Papers, 1972, vol. 19, no. 3, 647-695; Gordon, R., Wages, Prices and Unemployment, 1970-1990. - Industrial Relations, 1975, Vol. 14, No 3, 273-301; Frish, H., Inflation Theory, 1963-1973: A "Second generation" Survey. - Journal of Economic Literature, 1977, vol. 15, no. 4, 1289-1317 и др.

бързото увеличаване на безработицата в началото на периода (1991-1993г.) номиналната работна заплата също нараства.

Оценката на дългосрочното влияние на равнището на цените върху заплатите показва, че за изследвания период не се постига пълна компенсация на инфлацията. Равнището на коефициента означава, че около 90% от нея се компенсират.

Относително слаба е зависимостта между работната заплата и производителността. В условията на прилагания механизъм за регулиране растежа на работната заплата не може да се очаква по-силна зависимост²³.

На базата на уравнение (3.4) е дефиниран адаптивния (коригиращ) механизъм (ECMw) към дългосрочното равновесие, т.е. $ECMw = LNW - 2.43 + 0.91LCPI + 0.414 LPRODUC + 0.767LUMR$. Визуалната инспекция показва хаотично изменение типично за стационарните редове. Приложените тестове (ADF за I(0) и LM за автокорелация) не отхвърлят хипотезата за стационарност. Първият тест има статистика $ADF = -4.33$ при критична стойност (1% вероятност) - 3.52, т.е. $ECMw \sim I(0)$ и вероятно стационарен. Втората статистика е 0.78 с вероятност за отхвърляне на нулевата хипотеза (наличие на автокорелация) 0.78.

Спецификацията на уравнението, описващо краткосрочната динамика на заплатите включва първите крайни разлики на логаритмите на разглежданите променливи със съответен лаг. Тук се излиза от презумпцията, че темпът на номиналната работна заплата е в обратна зависимост (отрицателна) от степента на отклонение на фактическата от естествената норма на безработица и положително свързан с очаквания темп на инфлация (p^e).

В зависимост от това как се формират инфлационните очаквания те могат да се включат по различен начин в модела. Тук се предполага най-елементарната адаптивна форма на инфлационните очаквания. В случая е валидно равенството: $p_t^e = p_{t-1}$.

В уравнението на работната заплата равнището на безработица е включено по такъв начин, който позволява да се тества хипотезата за хистерезисен²⁴ ефект. Обикновено това се постига чрез въвеждането на лагови променливи на нормата на безработица.

Окончателният вид на уравнението на работната заплата, подлежащо на статистическа оценка е следното:

$$(3.5) \quad DLNW = C(0) + C(i) \sum_{i=1}^k DLNW(-i) + C(k+1) * DLCPI + C(k+2) * DLCPI(-1) \\ + C(k+3) * LUMR(-1) + C(k+4) * DLUMR + C(k+5) * DLPRODUC + \\ + C(k+6) * ECMw(-1) + \text{сезонни променливи}$$

²³ Слабата зависимост между заплатите и производителността е заложена в прилагания досега механизъм за регулиране на работната заплата.

²⁴ В икономическата литература под това понятие се разбира зависимостта на текущото състояние на системата от нейните предходни състояния. По отношение на безработицата това означава, че в резултат на някакъв шок тя е нараснала, но остава на по-високо равнище, въпреки че шокът е преминал.

Оценките на по-горното уравнение са получени чрез OLS. Оценените параметри и техните t-статистики са представени в по-долното уравнение, а резултатите от диагностичните тестове в таблица 6.

$$\begin{aligned}
 \text{DLNW} = & 0.252 \cdot \text{DLNW}(-3) + 0.439 \cdot \text{DLCPI} + 0.269 \cdot \text{DLCPI}(-1) + \\
 & (4.14) \qquad (9.31) \qquad (5.34) \\
 & + 0.171 \cdot \text{DLPRODUC} + 0.224 \cdot \text{DLUMR} - 0.015 \cdot \text{LUMR}(-1) - \\
 & (2.93) \qquad (1.31) \qquad (-4.38) \\
 & - 0.303 \cdot \text{ECMw}(-1) + 0.135 \cdot \text{D3} + 0.076 \cdot \text{D6} + 0.121 \cdot \text{D9} + 0.068 \cdot \text{D12} + \\
 & (-1.42) \qquad (4.94) \qquad (2.69) \qquad (5.21) \qquad (2.49) \\
 & + 0.518 \cdot \text{SER1} , \\
 & (11.3)
 \end{aligned}$$

където $D(i)$ ($i=1,12$) са сезонни променливи, а SER1 - изкуствена променлива, изразяваща скока на цените и заплатите в началото на 1997г.

Статистическата оценка на модела е задоволителна. Постигнато е добро приближение към емпиричните данни. Остатъците изглеждат неколерирани, нормално разпределени и нехетеросцедастични.

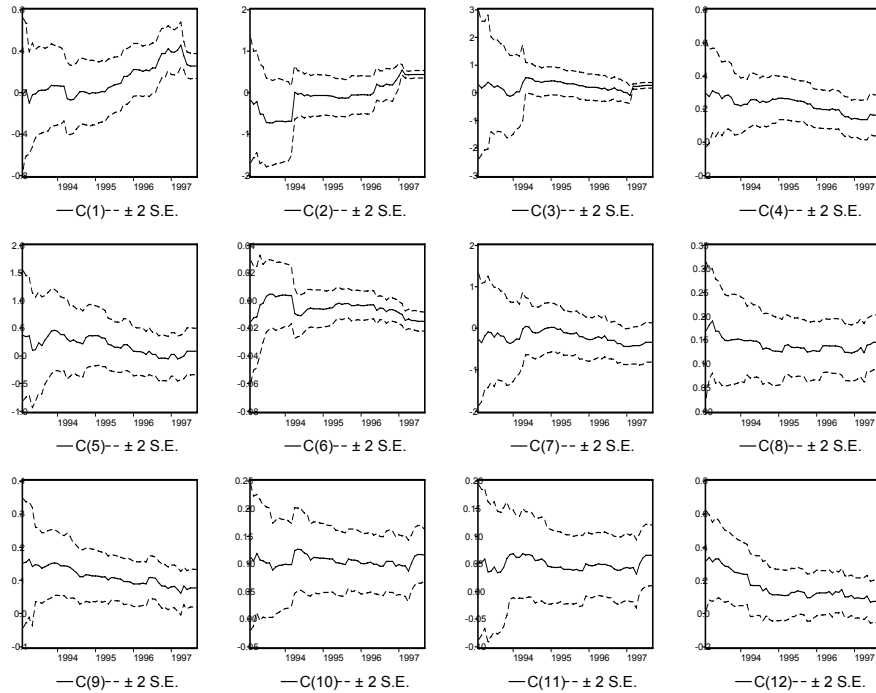
Таблица 6

Диагностични тестове на уравнение (3.5)

| | | | |
|----------------------|--------|-----------------------|-------|
| R-squared | 0.84 | Mean dependent var | 0.07 |
| Adjusted R-squared | 0.81 | S.D. dependent var | 0.14 |
| S.E. of regression | 0.06 | Akaike info criterion | -5.54 |
| Sum squared resid | 0.21 | Schwarz criterion | -5.20 |
| Log likelihood | 109.9 | F-statistic | 32.7 |
| Durbin-Watson stat | 1.68 | Prob(F-statistic) | 0.00 |
| Ser. cor. LM-test(2) | 1.02 | ARCH LM-test(1) | 0.36 |
| RESET LM (1) test | 0.0004 | | |

Стабилността на параметрите не е от най-добрите. За някои параметри рекурсивната оценка показва изменение във времето (фиг. 12). Това се отнася преди всичко до тези пред лаговото изменение на работната заплата, темпът на производителността и нормата на безработица. Влиянието на инфлацията и инфлационните очаквания върху заплатите се оказва значително по-стабилно. Коефициентът, измерващ процеса на адаптация към дългосрочното равновесие показва тенденция към спадане. Тази нестабилност на параметрите на уравнението на заплатите, макар и в границите на доверителните интервали, в известна степен затруднява и влошава прогностичните свойства на уравнението.

Рекурсивна оценка на параметрите на уравнение (3.5)



Получените оценки дават основание да се направят следните по-важни изводи:

- растежът на работната заплата проявява известна инерционност. Това се подкрепя от положителния и статистически значим коефициент на авторегресия с лаг 3 месеца. Значимостта на тримесечното изоставане на заплатите се обяснява с прилагания механизъм на индексирание и регулиране, които се осъществяват на тримесечна основа;
- влиянието на цените е един от основните източници, формиращи динамиката на номиналната работна заплата. Високата инфлация и осъществяваните регулярни компенсации придават на този фактор доминиращо значение. Оценката за влиянието на инфлационните очаквания изглежда правдоподобна, защото те нямат такова силно значение за заплатите. Причината се дължи на факта, че те се индексират спрямо очакваната инфлация, а фактическата инфлация за периода почти винаги надхвърля очакваната;
- производителността на труда няма съществен принос за обясняване формирането на работната заплата. Коефициентът е

статистически значим, но в сравнение с останалите има относително ниска стойност;

- оценката на модела не дава еднозначна интерпретация на влиянието на нормата на безработица върху работната заплата. Темпът на прираст на нормата на безработица се оказва положителна величина, което може да се обясни с едновременното нарастване на безработицата и номиналната работна заплата за по-голяма част от периода. Хипотезата за наличието на хистерезисен ефект се потвърждава макар и в много слаба форма;
- адаптацията към дългосрочното равновесие на работната заплата или по-точно към нейното приспособяване към равнището на инфлация се оказва статистически незначимо. Ако допуснем, че коефициентът е значим, то неговата величина не е голяма и би трябвало да се интерпретира като ниска скорост на адаптация. Оценката показва, че около 30% месечно се приспособяват към равнището на инфлация.

3.5. Спецификация и оценка на уравнението на цените

Факторите, детерминиращи инфлационните процеси в България след либерализацията на цените трудно могат да бъдат идентифицирани. Класическите фактори като паричното предлагане, лихвения процент и работната заплата не дават задоволителни резултати. У нас съществуват специфични условия, свързани с недостатъчното развитие на пазарните механизми, които трудно се подават на квантифициране и измерване.

За обясняването на инфлацията тук ще бъдат използвани следните фактори: номиналната работна заплата (LNW), производителността на труда (LPRODUC), паричното предлагане (LM1), валутния курс долар/лев (LEXR) и равнището на безработица (LUNEM). Тяхната динамика, свойства и взаимодействие са разгледани в т. 2.1.

За оценка на дългосрочната динамика на цените е използван моделът на разпределените лагове. Максималната дължина на лага е 5 месеца. Тя е постигната на базата на експериментални оценки като при по-голяма дължина не се подобряват статистическите характеристики на уравнението. То е оценено с метода на OLS и има следния вид:

$$\begin{aligned}
 (3.6) \text{LCPI} = & 1.079 * \text{LCPI}(-1) - 0.427 * \text{LCPI}(-2) + 0.18 * \text{LCPI}(-3) + 0.172 * \text{LNW} - 0.112 * \text{LNW}(-3) - \\
 & (10.2) \qquad \qquad (-5.61) \qquad \qquad (2.76) \qquad \qquad (2.03) \qquad \qquad (-1.64) \\
 & - 0.056 * \text{LPRODUC} + 0.047 * \text{LPRODUC}(-4) + 0.108 * \text{LPRODUC}(-3) + \\
 & (-1.06) \qquad \qquad (0.88) \qquad \qquad (1.78) \\
 & + 0.656 * \text{LEXR} - 0.534 * \text{LEXR}(-1) - 0.054 * \text{LM1} - 0.046 * \text{LM1}(-1) + 0.345 * \text{LM1}(-2) - \\
 & (15.6) \qquad \qquad (-7.17) \qquad \qquad (-0.58) \qquad \qquad (-0.46) \qquad \qquad (3.54) \\
 & - 0.259 * \text{LM1}(-3) - 0.051 * \text{LUNEM} + 0.351 * \text{LUNEM}(-1) - 0.721 * \text{LUNEM}(-2) + \\
 & (-2.65) \qquad \qquad (-0.26) \qquad \qquad (1.04) \qquad \qquad (-2.04) \\
 & + 0.42 * \text{LUNEM}(-3) \\
 & (2.23)
 \end{aligned}$$

T-статистиките (в скобите) показват значимост на по-голяма част от коефициентите при вероятност 5 и повече процента. Уравнението дава задоволително приближение към емпиричните значения и преминава през всички диагностични тестове (табл. 7).

Таблица 7

Диагностични тестове на уравнение (3.6)

| | | | |
|-----------------------|-------|-----------------------|--------|
| R-squared | 0.99 | Mean dependent var | 7.92 |
| Adjusted R-squared | 0.99 | S.D. dependent var | 1.55 |
| S.E. of regression | 0.04 | Akaike info criterion | -5.95 |
| Sum squared resid | 0.12 | Schwarz criterion | -5.40 |
| Log likelihood | 137.7 | F-statistic | 5020.9 |
| Ser. Corr. LM(4) test | 0.21 | Prob(F-statistic) | 0.00 |
| RESET(1) | 0.45 | ARCH LM(4) test | 0.09 |
| Durbin-Watson stat | 1.89 | | |

Стабилността на параметрите обаче не е висока (фиг. 13). Това се отнася предимно за периода след 1997г. Прави впечатление, че след скокът в началото на 1997г. стабилността се възвръща. За някои параметри стабилността се установява на предходното равнище, а за други на ново равнище близко до предходното.

Дългосрочното влияние на отделните фактори е различно и не винаги консистентно с икономическата теория. Например, влиянието на паричното предлагане, измерено с агрегата M1, има закъснение от няколко месеца като коефициентът е далеч от единица. Също влиянието на производителността на труда като дестимулиращ фактор е ограничено. Подобна слаба зависимост се получава и при влиянието на работната заплата. Съществени дългосрочни импулси на инфлацията се постигат от вградената инерционност и валутния курс. След въвеждането на валутния съвет въздействието на втория фактор вероятно ще спадне или изчезне.

Краткосрочният модел на инфлацията включва първите крайни разлики на променливите със съответен лаг и променлива, изразяваща адаптацията на цените към дългосрочното равновесие (ECMp). Оценените параметри (метода OLS) и техните t-статистики имат следните стойности:

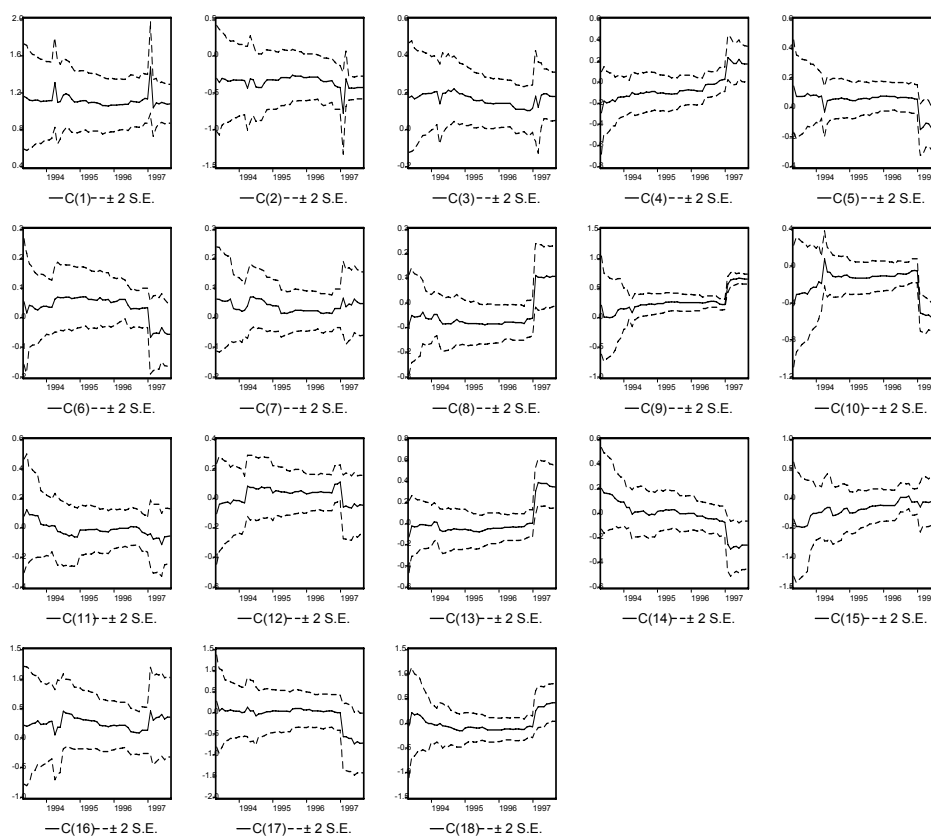
$$\begin{aligned}
 (3.7) \text{ DLCPI} = & 0.287 \cdot \text{DLCPI}(-1) + 0.158 \cdot \text{DLNW} - 0.161 \cdot \text{DLPROD} + \\
 & (5.28) \qquad\qquad\qquad (2.29) \qquad\qquad\qquad (-2.93) \\
 & + 0.678 \cdot \text{DLEXR} + 0.092 \cdot \text{DLEXR}(-3) - 0.148 \cdot \text{DLM1}(-1) - \\
 & (17.5) \qquad\qquad\qquad (2.69) \qquad\qquad\qquad (-2.38) \\
 & - 0.149 \cdot \text{DLUNEM}(-4) - 0.345 \cdot \text{ECMp}(-2) \\
 & (-1.28) \qquad\qquad\qquad (-1.83)
 \end{aligned}$$

Статистическите оценки и направените диагностични тестове показват задоволителни резултати (табл. 8). Остатъците не са автокорелирани и хетеросцедастични. Тяхното разпределение е близко до нормалното. Проблем обаче представлява стабилността на параметрите (фиг. 6).

Оценките показват, че повечето от тях не са стабилни след 1997г. Това засяга предимно влиянието на работната заплата, инерцията и валутния курс.

Фигура 13

Рекурсивна оценка на параметрите на уравнение (3.6)



Въпреки нестабилността на параметрите, краткосрочното въздействие на изследваните фактори е добре изразено, като знаците на оценените на параметрите отговарят на икономическата теория. Инерцията в инфлационните процеси е силна, но тя проявява тенденция към затихване от 1994 г. насам (вж. първата графика на фиг. 6). Влиянието на работната заплата върху инфлацията бележи слаба тенденция към увеличаване.

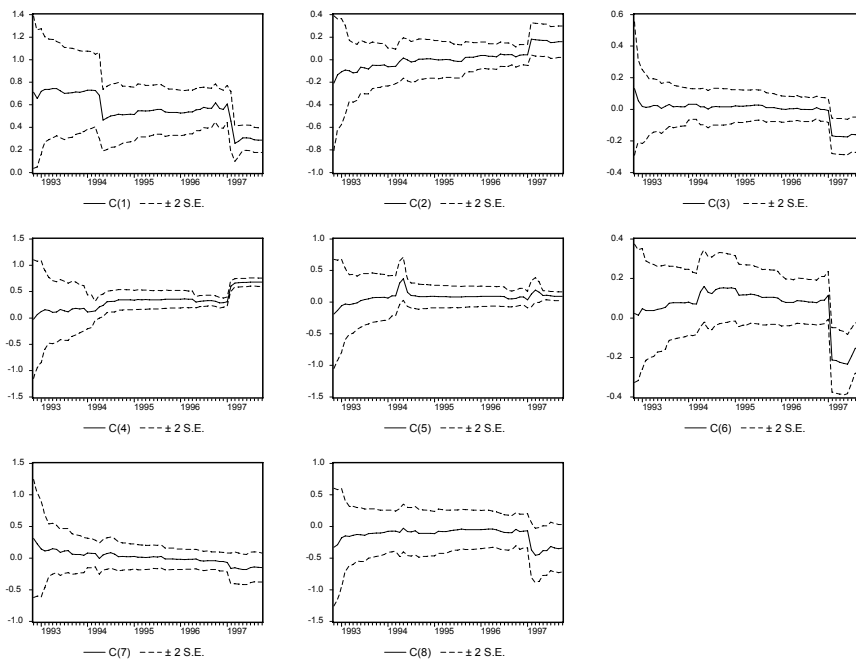
Таблица 8

Диагностични тестове на уравнение (3.7)

| | | | |
|-----------------------|-------|-----------------------|-------|
| R-squared | 0.91 | Mean dependent var | 0.07 |
| Adjusted R-squared | 0.90 | S.D. dependent var | 0.14 |
| S.E. of regression | 0.047 | Akaike info criterion | -6.01 |
| Sum squared resid | 0.14 | Schwarz criterion | -5.76 |
| Log likelihood | 125.4 | F-statistic | 96.1 |
| Durbin-Watson stat | 2.05 | Prob(F-statistic) | 0.00 |
| Ser. corr. LM(4) test | 1.42 | ARCH(4) | 1.44 |
| Normality LM | 0.8 | RESET(1) | 35.9 |

Фигура 13

Рекурсивна оценка на параметрите на уравнение (3.7)



Оценките показват стабилизиране на по-високо равнище, което трудно може да се приеме за правдоподобно в условията на валутен съвет. Производителността на труда оказва слабо, но стабилно във времето ограничително въздействие. Проинфлационното влияние на валутния курс е съществено и обяснява около 65% от инфлацията. Този фактор действа стабилно до началото на 1997г. , а след това неговото значение нараства.

Използването на така висок коефициент (0.65) за прогностични цели не е обосновано, като се има предвид въведения фиксиран валутен курс от средата на 1997г.

Оценената негативна връзка между инфлацията и темпът на безработица е статистически незначима. Това дава основание да се направят два извода: първо може да се смята, че високото равнище на безработица не е съществен ограничител на инфлацията и второ, не се доказва заменяемост между безработица и инфлация. Това се доказва и от емпиричните данни, които показват едновременно нарастване на двата фактора.

4. Характеристика, съдържание и оценка на модела на трудовия пазар

4.1. Обща характеристика на модела

Разработеният иконометричен модел на пазара на труда представлява система от едновременни (симултантни) уравнения, в която променливите са свързани помежду си и отразяват преките и обратните връзки. Неговата структурата се основава на анализа на свойствата на променливите и спецификацията на отделните уравнения, описващи основните процеси и потоци на трудовия пазар. Системата описва краткосрочните зависимости между променливите и механизмите на адаптация към дългосрочно равновесие. Тъй като почти всички променливи са $I(1)$, в модела се използват техните първи крайни разлики, които са интегрирани от нулева степен - $I(0)$.

Моделът се състои от 6 неизвестни променливи (ендогенни) и 6 структурни уравнения. Към тях са добавени 8 равенства, от които 6 имат дефиниционен характер (трансформират първите крайни разлики на логаритмите в техните равнища), а останалите две изчисляват някои производни показатели.

Външните (екзогенни) променливи включват лаговите значения на ендогенните променливи, външните за системата променливи и изкуствени такива. Те имат следните обозначения: DLEMP1-1, DLEMP1-5, DLCPI1, DLCPI-1, DLNW-1, DLNW-3, DLNW-4, DLPROD, DLPROD-3, DLPROD-4, LPROD-4, DLPRODUC, DLZAET-2, DLZAET-3, DLZAET-4, DLVAC-1, DLVAC-2, DLVAC-3, DLVAC-5, DLUNEM-1, DLUNEM-2, DLUNEM-4, LUMR-1, DLUMR-4, DLKVAL-3, DLMAT, DLMAT-1, DLMAT-4, DLEXR, DLEXR-3, DLM1-1, ECMe-1, ECMp-2, ECMw-1, ECMz-1, ECMm-1, D1, D3, D4, D5, D6, D9, D12.

Структурни уравнения. Основните процеси и потоци на трудовия пазар се определят от следния набор от променливи, изразени като първи разлики на логаритмите (темповете на прираст): брой на заетите - DLEMP1, номинална работна заплата - DLNW, инфлация - DLCPI, брой на новоназначените работници - DLZAET, брой на свободните работни места - DLVAC и брой на безработните - DLUNEM. Те формират основните структурни уравнения на модела.

Външните променливи (без лаговете) имат следните значения: промишлено производство (DLPROD), производителност на труда (DLPRODUC), обменен курс лев/долар (DLEXR), норма на безработица (DLUMR), парично предлагане (DLM1), съотношение "безработни/свободни работни места" (DLMAT). Съответните коригиращи механизми са: ECMe-1-

коригиращ механизъм в уравнението на заетостта, ЕСМр-2 - коригиращ механизъм в уравнението на цените, ЕСМw-1- коригиращ механизъм в уравнението на заплатите, ЕСМm-1- коригиращ механизъм в уравнението на безработицата, ЕСМz-1 - коригиращ механизъм в уравнението на свободните работни места. Изкуствените променливи (D1... D12) изразяват резките колебания и сезонността.

Общият вид на системата, подлежаща на статистическа оценка, е следния:

$$(4.1) DLEMP L = C(11) + C(12)*DLEMP L(-1) + C(13)*DLEMP L(-5) + \\ + C(14)*DLNW(-4) + C(15)*LPROD(-4) + C(16)*DLPROD(-4) + \\ + C(17)*DLVAC(-1) + C(18)*DLKVAL(-3) + C(19)*DLMAT(-4) + \\ + C(110)*ECMe(-1) + C(111)*D1$$

$$(4.2) DLCPI = C(21)*DLCPI(-1) + C(22)*DLCPI(1) + C(23)*DLNW + \\ + C(24)*DLPROD + C(25)*DLEXR + C(26)*DLEXR(-3) + \\ + C(27)*DLM1(-1) + C(28)*DLUNEM(-4) + C(29)*ECMp(-2)$$

$$(4.3) DLNW = C(31)*DLNW(-3) + C(32)*DLCPI + C(33)*DLCPI(-1) + \\ + C(34)*DLPRODUC + C(35)*DLUMR(-4) + C(36)*LUMR(-1) + \\ + C(37)*DLMAT(-4) + C(38)*ECMw(-1) + C(39)*D3 + \\ + C(310)*D6 + C(311)*D9 + C(312)*D12$$

$$(4.4) DLZAET = C(41)*DLZAET(-2) + C(42)*DLZAET(-3) + C(43)*DLZAET(-4) + \\ + C(44)*DLVAC(-1) + C(45)*DLUNEM(-1) + C(46)*DLKVAL(-3) + \\ + C(47)*ECMz(-1) + C(48)*D4 + C(49)*D5 + C(50)*D8$$

$$(4.5) DLVAC = C(50) + C(51)*DLVAC(-1) + C(52)*DLVAC(-3) + C(53)*DLVAC(-5) + \\ + C(54)*DLNW + C(55)*DLNW(-1) + C(56)*DLPROD + \\ + C(57)*DLPROD(-3) + C(58)*DLPROD(-4) + C(59)*DLUNEM(-2) + \\ + C(510)*DLUNEM(-1) + C(511)*D1 + C(512)*D3 + C(513)*D6$$

$$(4.6) DLUNEM = C(61)*DLUNEM(-1) + C(62)*DLVAC + C(63)*DLVAC(-1) + \\ + C(64)*DLVAC(-2) + C(65)*DLMAT + C(66)*DLMAT(-1) + \\ + C(67)*ECMm(-1)$$

Първото уравнение описва изменението на заетостта в зависимост от нейните лагови значения и промените в производството, работната заплата, свободните работни места, разходите за квалификация, отношението "безработни/свободни работни места" и корекция на грешката. Дължината на лаговете променливи е определена на базата на емпирични оценки, за които параметрите са статистически значими и икономически смислени.

Уравнението на цените не е пряко свързано с пазара на труда, но тук то е ендогенизирано поради тясната взаимнообвързаност с работната заплата. Динамиката на инфлацията в краткосрочен аспект се описва от нейното равнище от предходния период, инфлационните очаквания за следващия период (t+1), и изменението на работната заплата, валутния курс, производителността на труда, паричното предлагане и нормата на безработица.

Структурното уравнение на работната заплата се основава на разширената крива на Филипс. То зависи от инерцията при формирането на заплатите и изменението на инфлацията с определен лаг, производителността, нормата на безработица и отношението на броя на безработните към свободните работни места. Поради специфичния характер на формирането на работната заплата и прилагането на регулиращи механизми (по тримесечия) броят на изкуствените променливи е по-голям и отразява именно тази особеност.

Процесът на съгласуване между търсенето и предлагането на труд е описан чрез стандартна "matching" функция, в която прирастът на новоназначените работници се разглежда в зависимост от изменението на безработните и свободните работни места със съответен лаг и средствата за квалификация и преквалификация на безработните.

Преките и обратните връзки между безработните и свободните работни места налагат ендогенизацията на тези две променливи. Изменението на свободните работни места в модела се разглежда като функция от промените в производството, работната заплата и безработните. Поради силно изразения сезонен характер на променливата в модела са включени съответни сезонни променливи.

Уравнението, описващо изменението на безработните представлява линейна функция от лаговото изменение на променливата, свободните работни места и съотношението между безработните и свободните работни места.

Балансови равенства. Балансовите равенства в модела са от два типа: технически, които трансформират първите разлики в изходното състояние на променливите и вторите, които изчисляват някои производни показатели.

Равнището на търсенето на труд е сума от заетите и свободните работни места:

$$(4.7) \quad LD = EMPL + VAC$$

Активната работна сила е сума от заетите и безработните:

$$(4.8) \quad LFORCE = EMPL + UNEM$$

Нормата на безработица се изчислява като отношение на безработните към активната работна сила:

$$(4.9) \quad LUMR = UNEM / LFORCE * 100$$

Нормата на трудово участие се определя като отношение на заетите към активната работна сила:

$$(4.10) \quad LACT = EMPL / LFORCE * 100$$

Всяко уравнение на системата е проверено за идентифицируемост. Използван е ранговия критерий за идентификация, според който, за да бъде едно уравнение от системата едновременно уравнения идентифицируемо е необходимо да има поне една ненулева детерминанта от реда R-1, получена от параметрите, не принадлежащи към разглежданото уравнение, но влизащи в системата. Проверката показва, че всички уравнения (след изключването на

дефиниционните равенства) са идентифицируеми. Те не съдържат единствено нули в съответните детерминанти. Уравненията са преидентифицируеми, тъй като броят на външните променливи във всяко от тях превишава този на вътрешните намален с единица.

Моделът се решава за всяка година от изследвания период. Това означава, че данните за годината t са входни за следващата $t+1$ година.

4.2. Оценка на параметрите на модела

Параметрите на структурните уравнения са оценени като система от едновременни уравнения. Използвана е месечна статистическа информация за периода 01.1991 - 12.1997. Повременните редове не са сезонно изгладени, за да не се губи важна информация. За елиминирането на сезонността са използвани сезонни изкуствени променливи. Поради преидентифицируемостта на отделните уравнения и очакваната силна автокорелационна зависимост между остатъците им е приложен тристъпковия метод на най-малките квадрати (3OLS) с инструментални променливи. Използвана е итеративна процедура, която асимптотично е еквивалентна на метода на максимално правдоподобие с пълна информация (FIML).

Като инструменти са използвани различни дължини на лага на променливите. Най-добри резултати са получени при следния набор от инструментални променливи: DLEMP(-1 ÷ -3), DLNW(0 ÷ -3), DLCPI(1 ÷ -3), DLPROD(0 ÷ -3), DLCPI(1), DLPRODUC(-1 ÷ -3), DLUMR(-1 ÷ -4), DLM1(-1), DLEXR(0 ÷ -3), DLZAET(-1 ÷ -3), DLVAC(-1 ÷ -4), DLUNEM(0 ÷ -3), DLKVAL(-1 ÷ -3), DLMAT(-1), cost.

Оценките на параметрите, t -статистиките, R^2 и тестът на Дарбин-Уотсън (DW) са представени в табл.8.

Обвързването на отделните уравнения в система и тяхното съвместно оценяване оказва влияние върху оценките, получени при единичните модели. Някои от параметрите се оказаха статистически незначими, а при други се промени величината на коефициентите. Това доказва съществуването на взаимодействие между променливите.

Статистическата оценка на системата от уравнения е задоволителна. Повечето от параметрите са статистически значими с вероятност над 5%. Те варират в сравнително тесни граници и проявяват относителна стабилност. За уравненията на цените и заплатите стабилността се нарушава след 1997г. Стандартните грешки на оценките на отделните уравнения са относително ниски. Най-ниска грешка на оценката (0.9%) е постигната за уравнението на заетостта, а най-висока (17.9%) - за уравнението на входящия поток от безработните към заетите. Очевидно по-голямата флукуация в изходните данни за новоназначените оказва своето влияние върху иконометричната оценка. За останалите уравнения стандартните грешки на оценката се вменват в границите на 2.1 - 9.6%.

Таблица 8

Оценка на параметрите на структурната система (1991-1997)

| | | | | | | | |
|---|---------|---------|--------------------|---------|---------|---------|--------|
| <u>Уравнение 4.1</u> | | | | | | | |
| DLEMPL = - 0.261 + 0.167*DLEMPL(-1) - 0.394*DLEMPL(-5) - 0.051*DLNW(-4) - 0.057 *LPROD(-4) + | | | | | | | |
| | (-5.14) | (2.21) | (-3.95) | (-5.86) | (-5.06) | | |
| + 0.047*DLVAC(-1) + 0.016*DLKVAL(-3) + 0.006*DLMAT(-4) - 0.161*ECM-e(-1) - 0.018*D1 | | | | | | | |
| | (4.88) | (1.67) | (1.73) | (-1.32) | (-1.62) | | |
| R-squared | 0.698 | | S.E. of regression | | 0.0092 | | |
| Adjusted R-squared | 0.648 | | Durbin-Watson stat | | 1.94 | | |
| <u>Уравнение 4.2</u> | | | | | | | |
| DLCPI = 0.328*DLCPI(-1) - 0.103*DLCPI(1) + 0.119*DLNW - 0.131*DLPROD + 0.736*DLEXR + | | | | | | | |
| | (5.91) | (-2.48) | (1.68) | (-2.41) | (16.5) | | |
| + 0.097*DLEXR(-3) - 0.087*DLM1(-1) - 0.274*DLUNEM(-4) - 0.291*ECM-p(-2) | | | | | | | |
| | (3.03) | (-1.32) | (-1.67) | (-1.46) | | | |
| R-squared | 0.92 | | S.E. of regression | | 0.048 | | |
| Adjusted R-squared | 0.91 | | Durbin-Watson stat | | 2.1 | | |
| <u>Уравнение 4.3</u> | | | | | | | |
| DLNW = 0.239*DLNW(-3) + 0.467*DLCPI + 0.268*DLCPI(-1) + 0.141*DLPROD + 0.425*DLUMR(-4) - | | | | | | | |
| | (6.7) | (11.9) | (6.69) | (2.24) | (5.97) | | |
| - 0.017*LUMR(-1) - 0.089*DLMAT(-4) - 0.299*ECM-w(-1) + 0.149*D3 + 0.077*D6 + 0.129*D9 + 0.088*D12 | | | | | | | |
| | (-2.84) | (-1.76) | (-1.79) | (2.96) | (5.96) | (3.39) | (3.65) |
| R-squared | 0.90 | | S.E. of regression | | 0.048 | | |
| Adjusted R-squared | 0.88 | | Durbin-Watson stat | | 1.82 | | |
| <u>Уравнение 4.4</u> | | | | | | | |
| DLZAET = - 0.228*DLZAET(-2) - 0.549*DLZAET(-3) + 0.097*DLZAET(-4) + 0.818*DLVAC(-1) | | | | | | | |
| | (-2.36) | (-6.39) | (0.98) | (3.61) | | | |
| + 0.077*DLUNEM(-1) + 0.173*DLKVAL(-3) - 0.719*ECM-z(-1) + 0.386*D4 + 0.233*D5 - 0.191*D8 | | | | | | | |
| | (1.36) | (2.56) | (-5.08) | (3.79) | (2.83) | (-2.45) | |
| R-squared | 0.64 | | S.E. of regression | | 0.178 | | |
| Adjusted R-squared | 0.58 | | Durbin-Watson stat | | 1.88 | | |
| <u>Уравнение 4.5</u> | | | | | | | |
| DLVAC = - 0.32 + 0.318*DLVAC(-1) - 0.202*DLVAC(-3) - 0.476*DLVAC(-5) + 0.193*DLNW - | | | | | | | |
| | (-2.56) | (2.89) | (-1.69) | (-3.18) | (1.68) | | |
| - 0.361*DLNW(-1) + 0.199*DLPROD - 0.405*DLPROD(-3) - 0.255*DLPROD(-4) | | | | | | | |
| | (-3.80) | (1.76) | (-3.43) | (-2.66) | | | |
| - 2.854*DLUNEM(-2) + 1.132*DLUNEM(-1) + 0.420*D1 + 0.112*D3 + 0.164*D6 | | | | | | | |
| | (-5.99) | (2.65) | (4.76) | (2.11) | (3.17) | | |
| R-squared | 0.47 | | S.E. of regression | | 0.098 | | |
| Adjusted R-squared | 0.39 | | Durbin-Watson stat | | 2.45 | | |
| <u>Уравнение 4.6</u> | | | | | | | |
| DLUNEM = - 0.177*DLUNEM(-1) + 0.877*DLVAC - 0.033*DLVAC(-1) - 0.063*DLVAC(-2) | | | | | | | |
| | (-1.09) | (6.02) | (-1.23) | (-2.23) | | | |
| + 0.049*DLMAT + 0.889*DLMAT(-1) - 0.742*ECM-m(-1) | | | | | | | |
| | (2.10) | (6.41) | (-3.73) | | | | |
| R-squared | 0.66 | | S.E. of regression | | 0.02 | | |
| Adjusted R-squared | 0.62 | | Durbin-Watson stat | | 1.83 | | |

Коефициентите на множествена детерминация също варират чувствително. Най-високи са получени за уравненията на цените и работните заплати ($R^2=0.91$). Относително високи са коефициентите за уравненията на заетите (0.69), безработните (0.65) и новоприетите работници (0.63).

Сравнително нисък е коефициентът на множествена детерминация при уравнението на свободните работни места. Очевидно множеството от фактори, обясняващи тяхната динамика не е достатъчно добре подбрано. Вероятно автономното развитие на този процес е от съществено значение.

Остатъчните елементи на отделните уравнения от системата (фиг.14) слабо корелират помежду си (табл.8). Най-високият коефициент (между цените и заетите) не надвишава по абсолютна стойност 0.25. Останалите коефициенти са значително по-ниски.

Проверката за наличието на автокорелация в остатъците на отделните уравнения на системата не установява такова наличие. Автокорелационните коефициенти са близки до нула и вероятността за отхвърляне на хипотезата за наличието на автокорелация при лаг до 10 е висока (около 0.95%).

Таблица 8

Коефициенти на корелация между остатъците на отделните уравнения

| | DLEMP | DLCPI | DLNW | DLZAET | DLVAC | DLUNEM |
|--------|--------|--------|--------|--------|-------|--------|
| DLEMP | 1.000 | | | | | |
| DLCPI | -0.253 | 1.000 | | | | |
| DLNW | -0.031 | -0.151 | 1.000 | | | |
| DLZAET | 0.022 | -0.071 | -0.059 | 1.000 | | |
| DLVAC | -0.148 | 0.058 | 0.023 | 0.124 | 1.000 | |
| DLUNEM | 0.052 | 0.087 | 0.124 | -0.187 | 0.123 | 1.000 |

Получените оценки за параметрите на модела са икономически смислени и не противоречат на изводите, направени за отделните уравнения. Те могат да се обобщят в следните по-важни изводи:

- **взаимодействие между инфлацията и темпа на прираст на работната заплата.** Оценената двупосочна връзка е статистически значима. Работната заплата оказва слабо влияние върху инфлацията ($C(23)=0.12$), докато обратната зависимост е значително по-силна ($C(32)=0.46$ и $C(33)=0.27$). Сумарното влияние на двата коефициента е под единица и означава непълна компенсация на заплатите от инфлацията (около 73%). Това рефлектира върху понижаването на реалната работна заплата. Фактическите данни за нея потвърждават тази зависимост. Следователно причинно-следствената връзка върви от инфлацията към заплатите;
- **взаимодействие между работната заплата и основните потоци на трудовия пазар (заетост и свободни работни места).** Увеличаването на заплатата оказва негативно влияние върху темпа на заетите. Връзката е статистически значима, но слабо изразена. Това означава, че състоянието на пазарът на труда (съотношението между търсенето и предлагането) не зависи от равнището на заплащане. По-значимо се оказва задържащото влияние на работната заплата върху темпа на изменение на свободните работни места.

Увеличаването на заплатите от предходния месец с 1% би довело до намаляване темпа на нарастване на свободните работни места с 0.36%.

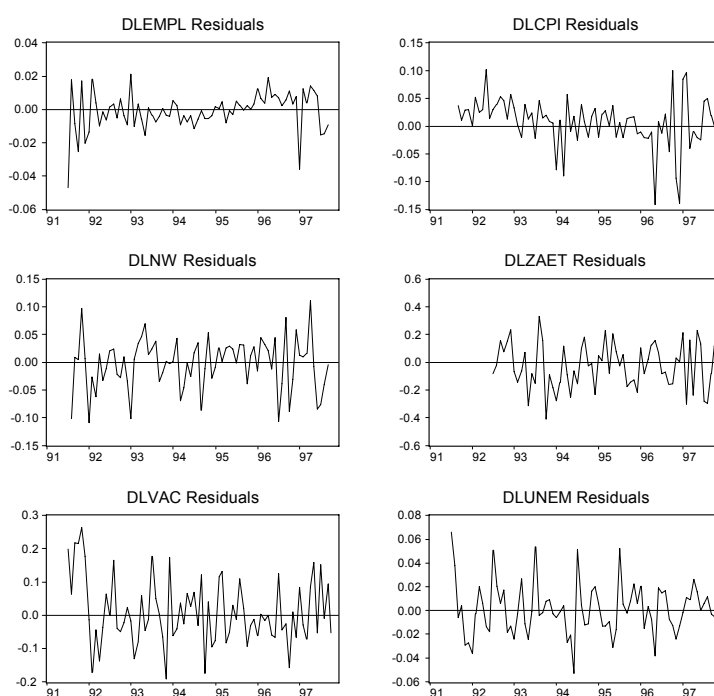
Слабата връзка между заплатите и пазара на труда се потвърждава и от обратното въздействие на процеса на съгласуване върху темпа на работната заплата. Установената зависимост е негативна, статистически значима и слаба ($C(37) = -0.089$);

- **въздействие на производствените резултати върху пазара на труда.** Оценките, получени за влиянието на производството (производителността на труда) върху заетостта, откриването на нови работни места и заплатата не противоречат на очакваната слаба зависимост. Слабата връзка с равнището на заетост, получена при единичния модел на заетостта, не се променя и при комплексния модел. Относително ниско е влиянието на производството върху свободните работни места и работната заплата. Очевидно характеристиките на пазара на труда не се формират под влиянието на производствените резултати;
- **взаимодействие между безработицата, работната заплата и инфлацията.** Очакваният отрицателен ефект на безработицата върху темповете на инфлацията и работната заплата се потвърждава само по отношение на първата. Оценките показват съществуването на заменяемост между инфлация и безработица, въпреки че в началото на разглеждания период те нарастват едновременно. Вероятно за получаването на тази оценка е повлияло разнопосочното им изменение за периода 1994-1997 г., през който инфлацията нараства, а нормата на безработица спада от 15 на 13%.
Положителното влияние на безработицата върху темпа на номиналната работна заплата трудно може да бъде обяснено с убедителни аргументи. Твърде е вероятно получената оценка да надценява връзката между работната заплата и безработицата. Въпреки това оценките показват наличието на слаб хистерезисен ефект ($C(36) = -0.017$).
Параметрите на системата показват силна обратна зависимост между свободните работни места и безработицата. С увеличаването на безработицата броят на свободните места намалява с повече от 1%. Обаче влиянието на безработицата върху процеса на съгласуване между търсенето и предлагането на труд не е съществено. Оценката на коефициента $C(45)$ надвишава единица, но е статистически незначима;
- адаптация към дългосрочното равновесие. Уравненията на заетите, работната заплата, цените, новоназначените и безработицата съдържат коригиращ грешката механизъм, който описва процеса на адаптация към дългосрочното равновесие на показателите. Оценките на съответните параметри в системата слабо се различават от тези в единичните уравнения. Най-съществен е адаптационния процес в уравнението на

безработните и новоназначените. При тях месечното приспособяване към дългосрочното равновесие е в рамките на 0.7%. При заетостта, инфлацията и работната заплата тези процеси са значително по-слаби.

Фигура 14

Динамика на остатъците в структурните уравнения на системата



4.3. Изследване адекватността на модела

Важно условие за приложимостта на модела за целите на икономическия анализ и симулиране на икономическата политика по отношение на трудовия пазар е неговата адекватност и кохерентност към статистическата информация. Основен критерий за проверка на адекватността е решаването на модела за определен изминал период.

Моделът е решен за периода 01.1996 - 12.1997. Изборът не е случаен поради следните съображения: 1996 и 1997г. се характеризират с резки промени и колебания в икономическите показатели; въвеждането на валутния съвет през 1997г. се отрази върху поведението на някои икономически променливи; периодът позволява модела да се тества в условията на рязка дестабилизация и последвало стабилизиране на интересоващите ни макропоказатели на трудовия пазар. По този начин ще се провери доколко

той е устойчив на резките колебания и в каква степен абсорбира и трансформира външните шокове.

За постигането на тази цел е използвана следната процедура:

- оценяване параметрите на модела за период, предшестваш периода на неговото решаване (01.1991 -12.1995);
- динамично решаване на модела за периода (01.1996 -12.1997).

За целта е използван стандартен пакет от програми, в който динамичното решаване на иконометричните модели се основава на итеративната процедура на Гаус-Зейдлер.

Оценките на параметрите за периода 1991-1995г. се различават от тези за целия изследван период (табл. 9). За някои параметри различията са съществени, като в отделни случаи се получават статистически незначими оценки. Очевидно 1997г. се оказва силно дестабилизираща. Важна особеност на оценките е повишаването на адекватността на модела към фактическите данни. Във всички уравнения коефициентите на детерминация се повишават, а съответните стандартни грешки на оценките намаляват.

Фактическите и прогнозните стойности на ендогенните променливи са представени на фиг. 15 (първи крайни разлики на логаритмите) и фиг. 16 (равнища).

Решението на модела за 1996-1997г. е задоволително. Като се имат предвид нестабилността на икономическата система през този период, получените оценки могат да се оценят като добри.

За отделните уравнения приближаването към фактическите данни е различно. При уравнението на заетите отклоненията от фактическите стойности се вметват в рамките на 10-15%. Те са по-значителни при първите крайни разлики и по-слабо изразени при логаритмите на променливата. Относително големи разлики се наблюдават при променливата на свободните работни места. Тъй като този показател се характеризира с съществени колебания през целия изследван период, то очакванията за по-големи разминавания между фактическите и прогнозните значения се оправдават. Най-съществени разлики се получават при темпа на прираст на безработните. При тях отклоненията са в рамките на 20-35% средно за периода.

Интересно е да се анализира по какъв начин моделът реагира на шоковете и външните въздействия. В случая на такова въздействие са подложени предимно цените и работната заплата. Оценките показват, че моделът, оценен за периода до 1995 г. и решен за 1996 и 1997 г. не е в състояние да отрази в пълен размер въздействието на външните шокове. Рязкото покачване на цените през периода януари-март е недооценено. Подобно подценяване се наблюдава и при изменението на заплатите. За разлика от цените тук различията в оценките не са така съществени. Изводът е, че моделът не е достатъчно адаптивен в условията на шокови състояния.

Таблица 9

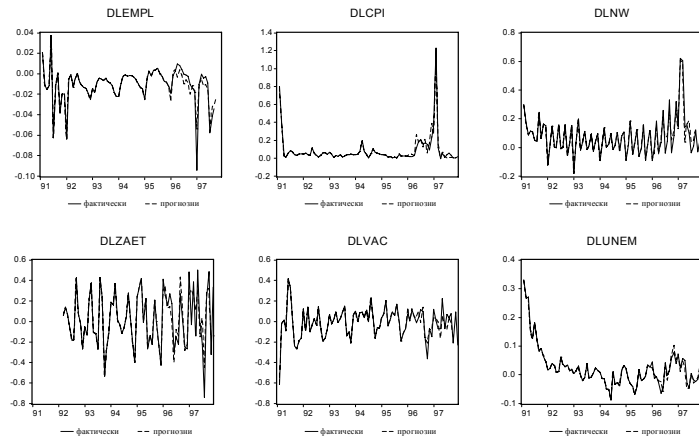
Оценка на параметрите на системата за периода 1991-1995г.

| | | | |
|--|-------|--------------------|-------|
| $\text{DLEMP} = -0.156 + 0.314 \cdot \text{DLEMP}(-1) - 0.223 \cdot \text{DLEMP}(-5) + 0.0089 \cdot \text{DLNW}(-4) - 0.0171 \cdot \text{DLPROD}(-4) +$ $+ 0.035 \cdot \text{LPROD}(-4) + 0.0146 \cdot \text{DLVAC}(-1) + 0.004 \cdot \text{DLKVAL}(-3) - 0.0061 \cdot \text{DLMAT}(-4) +$ $+ 0.0548 \cdot \text{RESID1E}(-1) - 0.0085 \cdot \text{D1}$ | | | |
| Adjusted R-squared | 0.83 | Durbin-Watson stat | 2.63 |
| S.E. of regression | 0.023 | | |
| $\text{DLCPI} = 0.635 \cdot \text{DLCPI}(-1) + 0.023 \cdot \text{DLCPI}(1) + 0.018 \cdot \text{DLNW} - 0.00519 \cdot \text{DLPROD} + 0.23 \cdot \text{DLEXR} +$ $+ 0.0865 \cdot \text{DLEXR}(-3) + 0.114 \cdot \text{DLM1}(-1) - 0.036 \cdot \text{DLUNEM}(-4) - 0.542 \cdot \text{RESID3P}(-1)$ | | | |
| R-squared | 0.86 | S.E. of regression | 0.023 |
| Adjusted R-squared | 0.83 | Durbin-Watson stat | 2.64 |
| $\text{DLNW} = 0.688 \cdot \text{DLNW}(-3) + 0.348 \cdot \text{DLCPI} - 0.035 \cdot \text{DLCPI}(-1) + 0.098 \cdot \text{DLPRODUC} + 0.434 \cdot \text{DLUMR}(-4) -$ $- 0.0068 \cdot \text{LUMR}(-1) - 0.155 \cdot \text{DLMAT}(-4) - 0.291 \cdot \text{RESID2W}(-1) + 0.094 \cdot \text{D3} + 0.0079 \cdot \text{D6} +$ $+ 0.0495 \cdot \text{D9} + 0.022 \cdot \text{D12}$ | | | |
| R-squared | 0.90 | S.E. of regression | 0.036 |
| Adjusted R-squared | 0.88 | Durbin-Watson stat | 1.99 |
| $\text{DLZAET} = 0.0599 \cdot \text{DLZAET}(-4) - 0.148 \cdot \text{DLZAET}(-2) - 0.475 \cdot \text{DLZAET}(-3) + 0.94 \cdot \text{DLVAC}(-1) +$ $+ 1.061 \cdot \text{DLUNEM}(-1) + 0.155 \cdot \text{DLKVAL}(-3) - 0.626 \cdot \text{RESID4Z}(-1) + 0.305 \cdot \text{D4} + 0.123 \cdot \text{D5} -$ $0.108 \cdot \text{D8}$ | | | |
| R-squared | 0.64 | S.E. of regression | 0.16 |
| Adjusted R-squared | 0.57 | Durbin-Watson stat | 1.78 |
| $\text{DLVAC} = -0.0265 + 0.398 \cdot \text{DLVAC}(-1) - 0.181 \cdot \text{DLVAC}(-3) - 0.097 \cdot \text{DLVAC}(-5) + 0.0314 \cdot \text{DLNW} -$ $- 0.389 \cdot \text{DLNW}(-1) + 0.0689 \cdot \text{DLPROD} - 0.276 \cdot \text{DLPROD}(-3) - 0.14 \cdot \text{DLPROD}(-4) - 2.35 \cdot \text{DLUNEM}(-2) +$ $+ 1.09 \cdot \text{DLUNEM}(-1) + 0.216 \cdot \text{D1} + 0.181 \cdot \text{D3} + 0.147 \cdot \text{D6}$ | | | |
| R-squared | 0.59 | S.E. of regression | 0.086 |
| Adjusted R-squared | 0.45 | Durbin-Watson stat | 2.37 |
| $\text{DLUNEM} = -0.209 \cdot \text{DLUNEM}(-1) + 0.718 \cdot \text{DLVAC} - 0.043 \cdot \text{DLVAC}(-1) - 0.073 \cdot \text{DLVAC}(-2) + 0.053 \cdot \text{DLMAT} +$ $+ 0.745 \cdot \text{DLMAT}(-1) - 0.452 \cdot \text{RESID10M}(-1)$ | | | |
| R-squared | 0.61 | S.E. of regression | 0.023 |
| Adjusted R-squared | 0.56 | Durbin-Watson stat | 1.83 |

Необходимо е обаче да се отбележи, че оценките на параметрите на модела, включващ 1997г., са статистически и икономически приемливи. Отразяването на шоките ситуации чрез подходящи изкуствени променливи в значителна степен подобрява общата оценка. При това условие приложимостта на модела за симулиране на различни политики на трудовия пазар се подобрява.

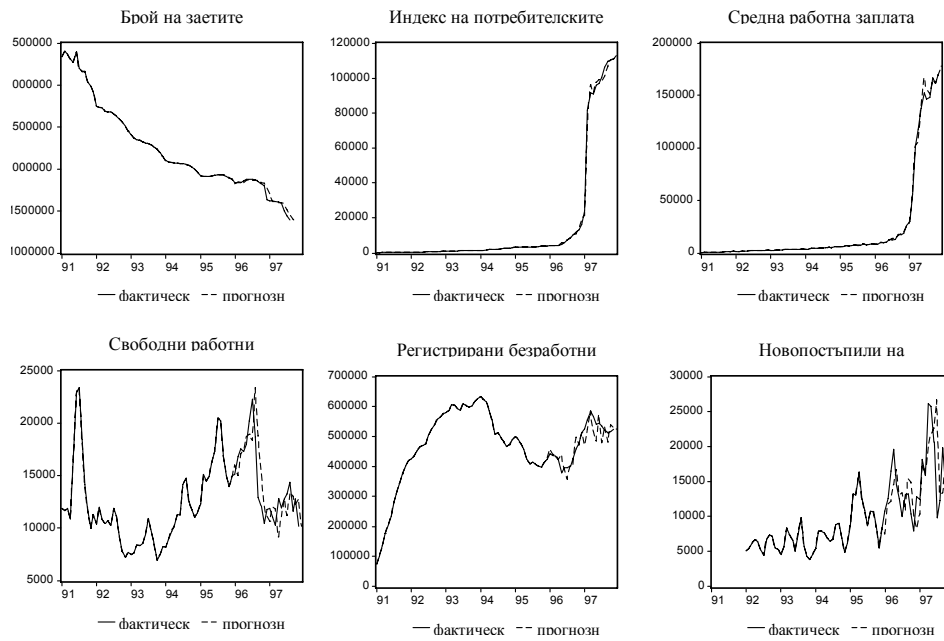
Фигура 15

Фактически и прогнозни значения на първите крайни разлики на
ендогенните променливи



Фигура 16

Фактически и прогнозни значения на равнищата на ендегенните
променливи



5. Заключение

Направеният опит за иконометрично моделиране на трудовия пазар в България през краткия период на трансформация към пазарна икономика се оказва полезен. Постигнатите резултати демонстрират възможностите на този инструментариум за икономически анализ на взаимодействията и зависимостите на пазара на труда и за симулиране на различни политики. Изводите за неговата приложимост могат да се обобщят в следните няколко момента.

- Основните макроикономически показатели на трудовия пазар се характеризират с резки промени и колебания. За да бъдат успешно моделирани те трябва да са подходящо филтрирани и допълнени с изкуствени променливи за елиминиране на шоковите състояния. Подходящ филтър за постигането на стационарност се оказаха първите крайни разлики на логаритмите (темповете на прираст).
- Параметрите на оценените зависимости в по-голямата си част са статистически значими и относително стабилни. Измененията се вменстват в доверителните интервали, но рекурсивните оценки за някои от тях недвусмислено говорят за дестабилизация предимно през 1997 г. Тази отрицателна черта на моделите може да се компенсира чрез използването на променящи се във времето параметри.
- Моделирането на трудовия пазар като система от едновременни уравнения притежава известни предимства пред единичните модели. Положителните страни се основават на установяването и количественото оценяване на взаимодействията между отделните процеси и потоци в тяхната цялост и обвързаност. Моделът е подходящ за нуждите на икономическия анализ, но е трудно приложим за краткосрочни прогнози в режим на по-значима икономическа дестабилизация. Освен това притежава добри възможности за симулиране на различни политики на трудовия пазар.
- Оценките на параметрите, описващи зависимостите и взаимодействията между изследваните процеси имат ясна икономическа интерпретация. В отделни случаи тя не съответства на икономическата теория, но това не е слабост на инструментариума, а илюстрация на специфичните особености на икономиката в преход. Независимо, че получените резултати съдържат известна доза условност и неустойчивост на оценките, те не трябва да се пренебрегват с довода, че са неприложими в условията на нестабилност на икономическите процеси.

МОДЕЛИРАНЕ НА ТРУДОВИЯ ПАЗАР В БЪЛГАРИЯ

Васил Цанов
(Резюме)

В изследването се прави опит да се оценят и анализират връзките и взаимодействията между основните елементи и потоци на пазара на труда у нас през 90-те години в тяхната взаимна обвързаност и обусловеност. За постигането на тази цел е използван инструментариума на иконометричното моделиране и по конкретно коинтеграционния анализ и подхода на моделиране от общото към частното.

Изследвани са статистическите свойства на показателите и са анализирани възможностите за тяхното моделиране. Специфицирани са и емпирично са оценени иконометрични модели, описващи дългосрочната и краткосрочна динамика на заетостта, свободните работни места, съгласуването на търсенето и предлагането на труд, работната заплата и цените. Разработен е симултантен краткосрочен модел на трудовия пазар в България, който отчита адаптивността към дългосрочно равновесие. Представява система от взаимно зависими уравнения. Направен е анализ на свойствата и възможностите на модела за анализ и симулация на трудови политики.

MODELLING THE LABOUR MARKET IN BULGARIA

Vassil Tzanov
(Summary)

This study is an attempt to estimate and analyse the links and relationships of the main elements and flows of the Bulgarian labour market at 90s in their simultaneity. For this purpose the econometric modeling is used, and in particular the new approach from general to specific modelling and cointegration analyses.

In this connection the statistical properties of the variables and their possibilities to modelling are investigated. There are specified and estimated the econometric models describing the long and short-run relationships of the employment, vacancies, matching function, wages and prices. A simulation short-run econometric model of the Bulgarian labour market incorporating the error correction mechanisms (ECM) is build up and estimated. Characteristics of the properties and possibilities of the model for analyses, forecast and simulation of different labour market policies are made.