

ИКОНОМЕТРИЧЕН АНАЛИЗ НА ТРУДОВИЯ ПАЗАР В БЪЛГАРИЯ ЗА ПЕРИОДА 1991-2006 Г.

Студията е посветена на проблемите по изграждането и оценяването на иконометричен инструментариум за анализ на пазара на труда в България. Използвана е техниката на векторно авторегресионното моделиране (VAR модели). В модела са включени и изследвани основните показатели, характеризиращи функционирането на трудовия пазар (безработица, заетост, работни заплати, производителност на труда и инфлация). На базата на получените оценки за параметрите на модела и функциите на импулсна реакция се анализират връзките и взаимодействията между променливите и тяхната чувствителност на шокови изменения. Резултатите показват слаба зависимост между заетостта, безработицата и работните заплати, което свидетелства за ниска степен на гъвкавост. Трудовият пазар в България е чувствителен на шокови ефекти от страна на агрегатното търсене, повишаване на ценовото равнище и технологичните изменения. Най-уязвими на шокови ефекти са безработицата и заетостта, тъй като техните равнища се променят под въздействие на почти всички изследвани фактори.
JEL: C52, C53, J30, J60

I. Въведение

Формулирането и провеждането на адекватни политики на пазара на труда изисква задълбочено познаване на връзките и взаимодействията между неговите основни елементи. Предприемайки мерки за подобряването на един или друг елемент пазара на труда (например намаляването на безработицата), не е без значение да се знае как тези действия ще се отразят върху динамиката на другите елементи. Освен това е важно да се познава реакцията на основните параметри на трудовия пазар на едни или други външни шокови въздействия. Ето защо един анализ на взаимодействията и евентуалните въздействия от страна на макроикономическите шокове върху пазара на труда в България е изключително необходим и полезен.

Един от начините за оценка и предвиждане на възможните ефекти върху пазара на труда е прилагането на иконометричния инструментариум. С помощта на този анализ могат да се приемат или отхвърлят предварително формулирани хипотези и да се дадат количествени оценки на съответните влияния и ефекти.

¹ Анита Станева е докторант в Икономическия институт на Българската академия на науките.

Целта на настоящото изследване е чрез иконометричен анализ да се анализира взаимодействието между основните параметри на трудовия пазар и на тази основа да се оцени шокото въздействие от страна на съвкупното търсене и предлагане на труд, изменението в заплащането, цените и производителността на труда. За постигането на тези цели се използва неограничен векторен авторегресионен модел (VAR). Решението за прилагането на този клас от модели се базира преди всичко на тяхното адекватно характеризиране на връзките между наблюдаваните променливи. Те са се доказали като полезен инструментариум за прогнозиране без необходимост от структурно моделиране. Импулсните реакции, извлечени от параметрични оценки, могат да дадат полезно кратко описание на динамичните взаимодействия между променливите.

Основната цел на изследването е свързана с решаването на комплекс от задачи, които имат следната насоченост:

1. Изследване на динамичните редове на променливите, формиращи пазара на труда, и възможностите за тяхното моделиране (стационарност, нестационарност, общи тенденции в динамика на статистическите редове и автокорелация).
2. Прилагане на неограничен векторен авторегресионен модел на пазара на труда в България и емпирична оценка на основните зависимости.
3. Оценка на шоките ефекти върху поведението на променливите, изграждащи пазара на труда, чрез анализ на функции на реакция (impulse response analysis).

Структурата на изследването е следната. Във *втората част* са представени накратко основните теоретични характеристики на векторните авторегресионни модели и възможностите им за прилагане в иконометричния анализ на трудовия пазар. *Третата част* е посветена на емпиричния анализ и представя резултатите от приложените тестове за стационарност и автокорелация в динамични редове на основните променливи – безработица, заетост, реални заплати, производителност на труда и инфлацията. Представени са резултатите от оценения векторен авторегресионен модел на трудовия пазар и въз основа на импулсните реакции на оценяваните променливи е анализирано поведението на параметрите при генерализиране на едновариантна иновация от две стандартни отклонения. Направени са обобщения за очакваните предизвикателства пред пазара на труда във връзка с влизането на страната в ЕС.

По-важните изводи на база проведения иконометричен анализ се свеждат до следното:

- Слабата зависимост между заетостта, безработицата и работните заплати свидетелства за ниска степен на гъвкавост.
- Трудовият пазар в България е чувствителен на шок от страна на агрегатното търсене, повишаване на ценовото равнище и технологичните изменения.
- Най-уязвими на шок от страна на заетостта са безработицата и заетостта, тъй като техните равнища се променят под въздействие на почти всички изследвани фактори.

Тези изводи се потвърждават от други изследвания,² което позволява да се заключи, че използваният специфичен иконометричен инструментариум е надежден и притежава евристични достоинства.

II. Векторни авторегресионни модели и иконометричен подход в анализа на трудовия пазар

Развитието на VAR системата като средство за моделиране се свързва с изследователската дейност на Sims (1980). Авторегресионните модели описват връзката между дадена променлива y_t и нейното значение през някоя предшестваща единица на времето y_{t-i} . Терминът *авторегресия* се дължи на наличието на лагови стойности от дясната страна на уравнението, а терминът *векторна* – на факта, че се работи с вектор от две или повече променливи. Всяка от променливите в една векторна авторегресия е свързана отделно със собствените си исторически стойности и със стойностите на всички други променливи. Взаимната обусловеност на променливите позволява по-точното изследване на динамиката на системата и протичащите взаимодействия в нея за разлика от класическите системи симултантни уравнения, при които се изисква предварително разделяне (много често изкуствено) на променливите на екзогенни (външни и независими за системата) и ендогенни (вътрешни и зависими от екзогенните). В противоречие с традиционните модели VAR моделът прави някои предположения относно основната структура на икономиката и вместо да се фокусира единствено и само върху получаването на добро статистическо представяне на минали взаимодействия между икономическите променливи, позволява на данните да определят модела.

Използването на VAR модели изисква предварително определяне на променливите, които ще бъдат включени в системата, и определяне на лаговете закъснения, за които се предполага, че оказват влияние върху текущото значение на променливата. Полученият резултат може да е чувствителен към този избор. Броят на лаговете обикновено се детерминира от статистически критерии (например *Akaike/Schwartz information criteria*, *sequential-likelihood ratio tests*), докато изборът на променливи се основава на икономическата теория. Тези подразбирания подчертават някои потенциални проблеми при използването и оценяването на VAR моделите.

Проблемите, които възникват, са от различно естество. На първо място, стои въпросът за съвместяването на броя на включените променливи в модела и дължината на повременния ред. Икономическата теория може да предлага широка гама от показатели, които имат отношение към изследваното явление, но дължината на времевия ред не позволява тяхното включване с оглед постигането на необходимата степен на свобода. Решението на този проблем се свежда до избора на тези променливи, за които се предполага, че в достатъчна степен описват изследвания процес. На второ място, стои въпросът за икономическата интерпретация на получените резултати. Оценените коефициенти от VAR моделът се тълкуват трудно и практиците иконометрици често оценяват т.нар. функции на реакция импулс

² Вж. 2007 – България: Социални предизвикателства и евроинтеграция. Икономически доклад за Президента на Република България, с. 25 -26.

(*Impulse response function–IRF*³). Тези функции проследяват отражението на грешките u_{ij} върху зависимата променлива във VAR системата. Това влияние се проследява за няколко периода в бъдещето. Въпреки че за някои икономисти полезността от такъв анализ е под въпрос, то едно от най-ценните качества на VAR моделите е именно това. Чрез векторните авторегресионни модели е възможно да се оцени ефектът от измененията в приложените политики, както и какво е влиянието на шоковете (разглеждани като изменение на една от променливите в размер на една стандартна грешка) върху разглежданите променливи.

Въпросите за моделирането на икономиката на пазара на труда вече не са нови, но те продължават да са предмет на редица изследвания. В икономическата литература съществува голямо разнообразие от иконометрични модели на трудовия пазар, които се различават по теоретични постановки и процедури, подход и равнище на агрегация.⁴

В изследване на пазара на труда в Италия *Christofides (1996)* оценява структурен авторегресионен модел (SVAR) с три променливи: заетост, заплати и работна сила. Целта на автора е чрез оценения модел да анализира ефекта от прилагането на рестриктивна и експанзионистична политика, както и либерализацията на трудовия пазар през 1991 г. в Италия, представяйки симулационен модел при известни предположения. Същевременно *Christofides* извършва исторически експеримент, използвайки разширената версия на базовия SVAR модел. Авторът показва, че политиките могат да влияят директно върху заетостта и безработицата и индиректно върху екзогенните променливи. Според него най-чувствителна на шокови ефекти е безработицата.

Интересни в тази насока са моделите на *Dolado u Jimeno (1997)*,⁵ които проучват причините за високата устойчива безработица в Испания. Те оценяват VAR модел, включващ основните зависимости на пазара на труда, характеризиращи агрегатното търсене и предлагане. Използвайки теоретичната рамка, предложена в моделите на *Dolado u Jimeno, Tobias Linzert* изследва структурен модел за безработицата в Германия.⁶ Целта на неговия модел е да детерминира влиянието на различни шокови изменения върху равновесието на трудовия пазар. Според автора именно внезапните изменения в някои макроикономически показатели са причина за флуктуациите в безработицата през изследвания период. Подобни модели са използвани и за анализ на въздействието на икономическите шокове върху пазара на труда в Дания⁷ и скандинавските страни като цяло.

В своите изследвания *Balmaseda (2000)*, използвайки множество дългосрочни ограничения, анализира структурните шокове и тяхното

³ Sims, C., T. Zha. Error Bands for Impulse Responses. Federal Reserve Bank of Atlanta, 1995, p. 23.

⁴ Summers, P. Labor Market Analysis with VAR Models. Melbourne Institute Working Paper N 19, 2000, p. 4-7.

⁵ Dolado, J. J., and J. F. Jimeno. The Causes of Spanish Unemployment: a Structural VAR Approach. – European Economic Review 41, 1997, p. 1281-1307.

⁶ Linzert, T. Sources of German Unemployment: Evidence from a Structural VAR Model. Discussion Paper N 01-41. Institute of Applied Macroeconomics, Frankfurt Main, Johann Wolfgang Goethe University, 2001, p. 6-8.

⁷ Hansen, H., K. Albæk. The Rise in Danish Unemployment: Reallocation or Mismatch? Discussion Paper N 99-15, University of Copenhagen, Department of Economics, 1998, p. 5-9.

разпределение при флуктуациите на трудовия пазар в страните от Европейския съюз. На база уравнения на агрегатното търсене, производствената функция, уравнение на цените, функция на предлагане на труд и уравнение на заплатите се оценява структурен иконометричен модел. Основните резултати от изследването на *Balmaseda* са, че реалните заплати нарастват при наличие на положителни производствени шокови ефекти и намаляват в краткосрочен период в резултат от шокови влияния в агрегатното предлагане.

В българската научна литература е отделено малко внимание на иконометричния анализ на пазара на труда и съответните зависимости между основните параметри. Тук се открояват имената на *В. Цанов*, *Л. Иванов*, *И. Ангелов*, *Б. Андонов*, *Т. Тодоров*, *М. Коцева* и някои други автори, като при изследванията на *В. Цанов*⁸ е направен пълен анализ на трудовия пазар чрез система от симултантни уравнения. Резултатите, които получава авторът, свидетелстват за възможностите на иконометричния инструментариум за икономически анализ и за симулиране на различни политики на трудовия пазар. Според *него* оценката на зависимостта между инфлацията и темпа на прираст на работната заплата е статистически значима – причинно-следствената връзка е от инфлацията към заплатите. Връзката между взаимодействието работна заплата, заетост и свободните работни места е статистически значима, но слабо изразена за България, което означава, че състоянието на пазара на труда не зависи от равнището на заплащане. Получените от автора оценки показват наличие на заменяемост между инфлацията и безработицата за изследвания период. Влиянието на безработицата върху съгласуването на търсенето и предлагането на труд не е съществено.

Ефектите от различни макроикономически шокове върху поведението на параметрите на трудовия пазар са разгледани от *М. Коцева*.⁹ Според авторката трудовият пазар в България реагира преди всичко на три вида шокове – шок върху агрегатното търсене, технологични шокове и повишаване на общото ценово равнище. Посочените три шока имат дълготрайно въздействие и обясняват 93.4% от промените в заетостта. Най-уязвимият показател на пазара на труда е безработицата, доколкото нейното равнище се променя под въздействието на почти всички разглеждани икономически шокове.¹⁰ Равнището на безработица е най-чувствително спрямо промените в предлагането на работна сила и технологичните шокове, като с времето значението на първия фактор намалява, а на втория се увеличава.

⁸ Цанов, В. Моделиране на трудовия пазар в България. – Икономически изследвания, VIII, 1, 1999, с. 123-171.

⁹ Kotzeva, M., B., Pauna. Labour Market dynamics and characteristics in Bulgaria and Romania- Challenges for a successful integration in the European Union. 2006, p. 14-22.

¹⁰ Незначително е само влиянието на промените в работните заплати.

III. Иконометричен анализ на пазара на труда в България

1. Анализ динамичните редове на основните променливи

Важен етап от изработването на иконометричен модел на трудовия пазар в България е анализът на динамичните редове на използваните променливи. За да не се получат привидни регресионни резултати, временните редове, участващи в зависимостите, се проверяват за стационарност и автокорелация. Статистическата информация за съответните променливи съществува в годишен и месечен разрез. Дължината на повременните редове, базирани на годишна основа, е къса, за да се използва в иконометричните модели. Също така не могат да се използват данни, базирани на месечна честота, поради липсата на информация за някои показатели. Поради тези причини са използвани тримесечни данни за периода 1991-2006 г.

Показателите, характеризиращи функционирането на пазара на труда, са ясно идентифицирани в икономическата теория. Същевременно натрупаният опит в досегашните емпирични изследвания на пазара на труда (у нас и в чужбина) дава ясни индикации за основните променливи, които могат да бъдат включени в модела. Основните променливи, използвани в анализа на пазара на труда в България, са следните: брой заети и безработни в страната, реална работна заплата, инфлация и брутна добавена стойност на един зает (производителност на труда).¹¹ Използвани са данни, публикувани от НСИ, Агенцията по заетостта и БНБ.

На *фиг. 1* е представена динамиката на основните показатели, изразени в логаритмична форма. Общият вид на тяхното развитие през изследвания период подсказва, че то има нестационарен характер. Тази динамика не противоречи на икономическата логика. Преходът от централно планирана към пазарна икономика е верига от промени на икономическите структури и механизми. Същността на прехода е несъвместима с идеята за стационарно развитие. Затова е естествено да се очаква нестационарни динамични редове при повечето от оценяваните параметри. Установяването на нестационарността е съществено най-малко по две причини. То предопределя избора на статистическа техника при по нататъшния анализ. Има и съдържателна интерпретация, представляваща интерес сама по себе си.

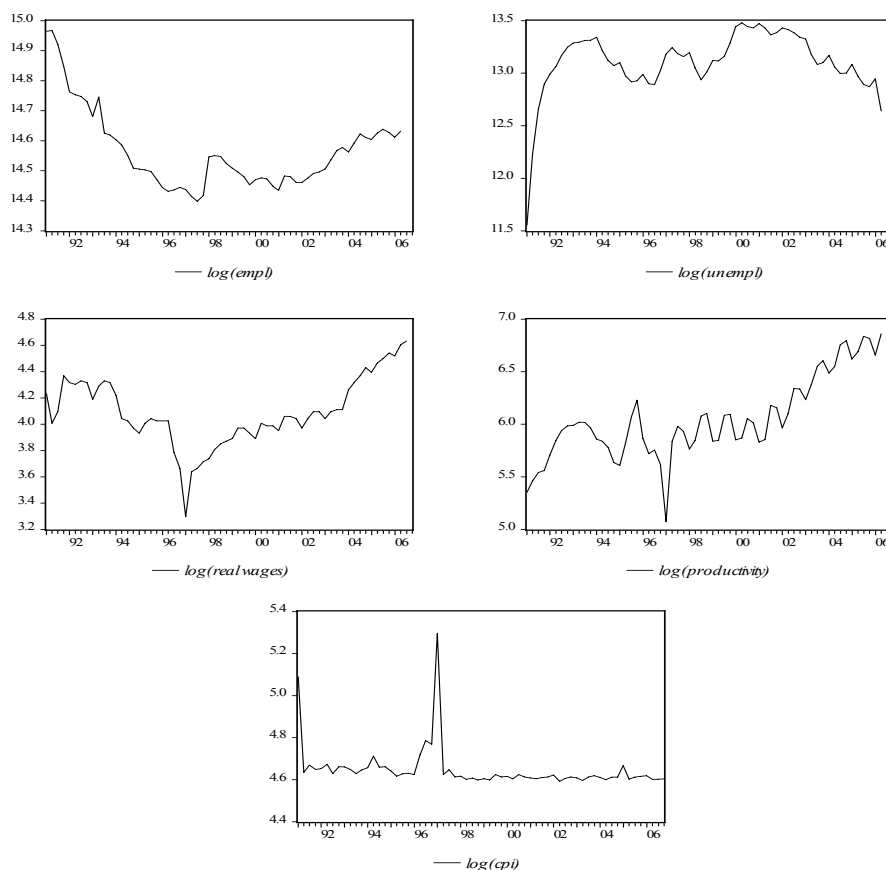
Графиката на заетостта показва продължително спадане в равнището на заетите до 1997 г. и плавна тенденция към покачване след 2000 г. Може да се твърди за наличие на сезонни колебания, тъй като се наблюдава понижаване в края на всяка година. В динамичния ред на безработицата се наблюдават няколко драстични пика – през 1993, 1997 и 2001 г. Динамичните редове на работните заплати и инфлацията също се характеризират с чувствително намаление през 1997 г., което неминуемо подсказва за

¹¹ Използвани са следните обозначения: *empl* – брой заети, *unempl* – брой безработни, *real wages* – реална работна заплата, *productivity* – производителност на труда, *cpi* – индекс на потребителските цени.

нестационарност на редовете. Това изисква прилагането на съответни процедури за получаването на стационарни динамични редове.

Фигура 1

Динамика на основните променливи, използвани в иконометричния анализ



За оценка степента на интегрираност на разглежданите динамични редове се прилага тестът на *Dickey-Fuller (ADF)*. Както е известно, най-същественият проблем с тестовете за единичен корен е, че при тях се наблюдава тенденция да се отхвърля по-често нулевата хипотеза, когато тя е вярна, и да не се отхвърля достатъчно нулевата хипотеза, когато тя не е вярна (*the problem of the size and power of the unit root test*). Този проблем възниква поради факта, че стационарни и нестационарни процеси са почти идентични при наличие на малък брой наблюдения. В този случай е много трудно да се направи разлика между стационарен тренд и стационарен процес при разлики.¹²

¹² Вж. за изчерпателна дискусия върху недостатъците на тестовете за единичен корен Harris, R. D. F. and E. Tzavalis. An LM Test for a Unit Root in Panel Data in the Presence of a Deterministic Trend. – *Econometric Reviews* 23, 2004, p. 149-166.

На *табл. 1* са представени резултатите от проведените тестове за единичен корен на разглежданите променливи, а на *фиг. 2* е показана динамиката на променливите при първи последователни разлики на логаритмите.

Таблица 1

Тест за единичен корен на изследваните променливи

Променливи	ADF					
	Критична стойност на Маккинън за съответно ниво на значимост*		Лаж*	Първа разлика на логаритмите	Лаж	Втора разлика
	5%	1%				
<i>unempl</i>	-2.91	-3.55	4	-3.24	4	-
<i>empl</i>	-2.91	-3.54	4	-3.47	4	-
<i>real wages</i>	-2.91	-3.54	4	-3.32	4	-
<i>productivity</i>	-2.91	-3.54	4	-3.65	4	-
<i>cpi</i>	-2.91	-3.54	4	-4.97	4	-

* Критичните стойности на ADF теста са при наличие на константа и при константа и тренд.

** Оптималният брой лагове е избран, максимизирайки AIC (Akaike information criterion) и SC (Schwarz information criterion)

Фигура 2

Първи последователни разлики на логаритмите на оценяваните променливи (1991-2006г.)

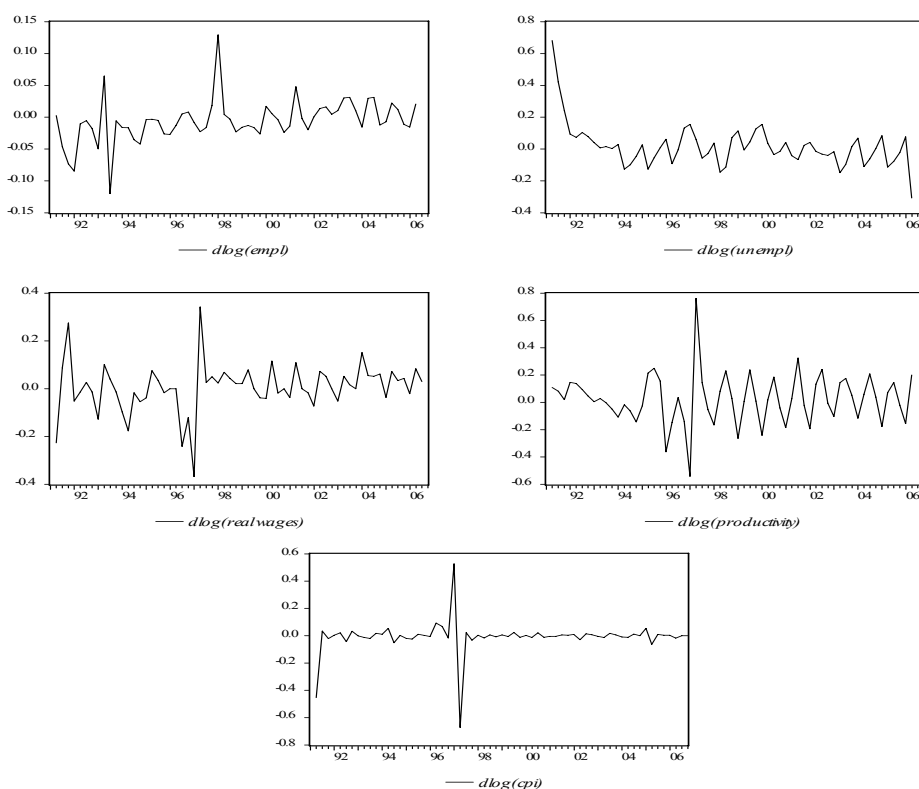


Таблица 2

Авоткорелационна и частна автокорелационна функция на променливите

2.1. Безработица						
<i>Autocorrelation</i>	<i>Partial Correlation</i>		<i>AC</i>	<i>PAC</i>	<i>Q-Stat</i>	<i>Prob</i>
. *****	. *****	1	0.810	0.810	42.724	0.000
. ***	. .	4	0.365	-0.035	94.358	0.000
. .	. .	8	-0.043	0.014	97.911	0.000
. .	. .	12	-0.147	-0.019	103.79	0.000
. .	. .	16	-0.143	-0.013	111.41	0.000
. .	. .	20	-0.159	-0.043	119.86	0.000
. .	. .	24	-0.176	0.045	133.35	0.000
. .	. .	28	0.107	-0.004	136.57	0.000
2.2. Заемост						
<i>Autocorrelation</i>	<i>Partial Correlation</i>		<i>AC</i>	<i>PAC</i>	<i>Q-Stat</i>	<i>Prob</i>
. *****	. *****	1	0.879	0.879	51.806	0.000
. ***	. .	4	0.539	0.069	137.31	0.000
. .	. .	8	0.276	-0.026	180.66	0.000
. .	. .	12	0.025	-0.090	185.91	0.000
. .	. .	16	-0.125	0.002	188.83	0.000
. .	. .	20	-0.183	-0.105	199.21	0.000
. .	. .	24	-0.187	-0.058	212.62	0.000
. .	. .	28	-0.114	-0.075	222.74	0.000
2.3. Реални заплати						
<i>Autocorrelation</i>	<i>Partial Correlation</i>		<i>AC</i>	<i>PAC</i>	<i>Q-Stat</i>	<i>Prob</i>
. *****	. *****	1	0.885	0.885	51.737	0.000
. ***	. .	4	0.612	-0.108	152.30	0.000
. .	. .	8	0.306	-0.140	204.18	0.000
. .	. .	12	0.051	0.031	210.62	0.000
. .	. .	16	-0.095	-0.027	211.81	0.000
. .	. .	20	-0.203	0.061	223.90	0.000
. .	. .	24	-0.256	-0.056	246.59	0.000
. .	. .	28	-0.326	-0.124	286.89	0.000
2.4. Производителност на труда						
<i>Autocorrelation</i>	<i>Partial Correlation</i>		<i>AC</i>	<i>PAC</i>	<i>Q-Stat</i>	<i>Prob</i>
. *****	. *****	1	0.858	0.858	47.925	0.000
. ***	. .	4	0.664	-0.009	150.71	0.000
. .	. .	8	0.411	0.059	215.25	0.000
. .	. .	12	0.216	0.060	236.50	0.000
. .	. .	16	0.054	0.013	239.23	0.000
. .	. .	20	0.004	0.079	239.35	0.000
. .	. .	24	-0.037	-0.041	239.86	0.000
. .	. .	28	-0.128	0.016	245.84	0.000
2.5. Инфлация						
<i>Autocorrelation</i>	<i>Partial Correlation</i>		<i>AC</i>	<i>PAC</i>	<i>Q-Stat</i>	<i>Prob</i>
. .	. .	1	0.133	0.133	1.1948	0.274
. .	. .	4	-0.015	-0.046	3.0730	0.546
. .	. .	8	-0.001	0.014	3.2592	0.917
. .	. .	12	0.003	-0.010	3.3978	0.992
. .	. .	16	-0.009	-0.004	3.4283	1.000
. .	. .	20	-0.021	-0.009	3.6786	1.000
. .	. .	24	0.377	0.371	18.976	0.753
. .	. .	28	-0.041	0.024	19.604	0.878

* Използвани са следните обозначения: *Autocorrelation (AC)*- стойности за наличие на автокорелация, *Partial Correlation (PAC)*– стойности на частична корелация; *Q-Stat*- Q статистика, *Prob*- вероятност на Q статистиката;

От приложения тест на *Dickey-Fuller (ADF)* се вижда, че динамичните редове на променливите безработица, заетост, реални заплати, производителност и инфлация са интегрирани от първи порядък при 5% критична стойност за съответно ниво на значимост. Това означава, че първите разлики на логаритмите могат да се разглеждат като стационарни (фиг. 2) и в този вид да участват в иконометричния модел.

Следваща стъпка в анализа е проверка на динамичните редове за наличие на автокорелация. На *табл. 2* са представени конкретните стойности на автокорелационната и частната автокорелационна функция за изследваните параметри. Автокорелационните коефициенти на безработицата показват висока стойност близка до 1 при първи лаг и намаление при нарастване на лага. Автокорелационните коефициенти от първи порядък могат да се приемат за статистически значими (излизат извън рамките на доверителните интервали). Присъствието на автокорелация в повременния ред на безработицата е още едно доказателство за нестационарността на реда и за необходимостта от прилагането на процедури за изчистване на тренда, преди да се пристъпи към неговото моделиране.

В динамичните редове на заетостта, заплатите и производителността се наблюдава висока положителна автокорелация, с коефициенти близки до 1, които значително по-бавно намаляват до нула. Разглеждайки редовете при първи последователни разлики автокорелационните коефициенти са значително по-ниски и не могат да се приемат за статистически значими. В реда на инфлацията не се наблюдава сериозно присъствие на автокорелационен компонент. Коефициентите при първи лаг са доста ниски (0.133) и са в рамките на доверителния интервал.

2. Модел на неограничена векторна авторегресия на пазара на труда в България

При изграждането на VAR модел трудовият пазар в България се разглежда в макроикономически аспект. Обект на моделиране са основните взаимодействия и процеси при съгласуването на търсенето и предлагането на труд, производителността на труда, работната заплата и инфлацията. Успехът при съставянето на такъв иконометричен модел до голяма степен зависи от това доколко моделът отговаря на предварително поставените цели и задачи. Същевременно, след като е конструиран, е необходимо на основата на съществуващата икономическа информация и на съответната методология да се изследва същността и проявлението на изградения модел, да се докаже или отхвърли неговата адекватност и състоятелност, като се анализира поведението му и се посочи неговата приложимост в икономическата политика.¹³

Целта на разработения модел е да детерминира някои основни шокови влияния, които биха могли да въздействат на равновесието на трудовия пазар след влизането на страната в ЕС. Такива шокови влияния са технологиите, измененията в заплатите и в цените (особено след 2007 г.),

¹³ За повече подробности относно моделиране на икономиката вж. Димитров, Ал. Въведение в иконометрията. 1998, с. 9-78.

измененията в съвкупното търсене и предлагане на труд. Повишаването на цените в условията на неадекватен ръст в заплащането, натискът върху агрегатното търсене в условията на растящата конкуренция на европейските пазари и технологичните изменения са предполагаемите ефекти върху националната икономика.

Изграждането на модела ще даде възможност да се проследи поведението на безработицата и заетостта, заплатите, производителността на труда и инфлацията в един кратък период напред. От друга страна, се цели да се обхванат връзките на трудовия пазар на базата дефинираните от модела уравнения, отчитащи взаимодействията между основните потоци и процеси. В този аспект се проследява гъвкавостта на пазара на труда в България и до каква степен той е в състояние да се адаптира към променящата се конюнктура. Приема се предположението, че ако има гъвкавост на пазара на труда, то ще е налице значима положителна връзка между реалните заплати и безработицата. Получените резултати са използвани като основа за формулирането на някои изводи и препоръки за възможностите за намаляване на предполагаемите шокове върху икономиката.

При оценяването на модела на неограничена векторна авторегресия всички разглеждани променливи се третират като ендеогенни величини. Лаговият интервал на променливите е дефиниран от 1 до 4. Използвани са първите разлики на логаритъма на променливите, тъй като те са стационарни редове. Логаритмичната трансформация допълнително елиминира възможната за хетероскедастичност, присъща на повечето финансови и макроикономически показатели.¹⁴ Недостатъците на тази трансформация са свързани с евентуално изкривяване на резултатите, когато в данните има големи изменения в абсолютните стойности, каквато е например 1997 г. За намаляване ефекта на сезонните компоненти в модела са въведени дъми променливи. Всички процедури са изпълнени с програмния пакет *Eviews 2.1* и *Eviews 5*.

Оценяваният VAR модел може да се представи по следния начин:

$$\begin{aligned} e_t &= \alpha_1 + \sum_{j=1}^k \beta_{1j} e_{t-j} + \sum_{j=1}^k \gamma_{1j} u_{t-j} + \sum_{j=1}^k \theta_{1j} rw_{t-j} + \sum_{j=1}^k \delta_{1j} p_{t-j} + \sum_{j=1}^k \nu_{1j} cpi_{t-j} + \vartheta_{1,t} \\ u_t &= \alpha_2 + \sum_{j=1}^k \beta_{2j} e_{t-j} + \sum_{j=1}^k \gamma_{2j} u_{t-j} + \sum_{j=1}^k \theta_{2j} rw_{t-j} + \sum_{j=1}^k \delta_{2j} p_{t-j} + \sum_{j=1}^k \nu_{2j} cpi_{t-j} + \vartheta_{2,t} \\ rw_t &= \alpha_3 + \sum_{j=1}^k \beta_{3j} e_{t-j} + \sum_{j=1}^k \gamma_{3j} u_{t-j} + \sum_{j=1}^k \theta_{3j} rw_{t-j} + \sum_{j=1}^k \delta_{3j} p_{t-j} + \sum_{j=1}^k \nu_{3j} cpi_{t-j} + \vartheta_{3,t} \\ p_t &= \alpha_4 + \sum_{j=1}^k \beta_{4j} e_{t-j} + \sum_{j=1}^k \gamma_{4j} u_{t-j} + \sum_{j=1}^k \theta_{4j} rw_{t-j} + \sum_{j=1}^k \delta_{4j} p_{t-j} + \sum_{j=1}^k \nu_{4j} cpi_{t-j} + \vartheta_{4,t} \end{aligned}$$

¹⁴ Mills, T., G. Pepper. Assessing the forecasters: an analysis of the forecasting records of the treasury. – International Journal of Forecasting 15, 1999, p. 247-257.

$$cpi_t = \alpha_s + \sum_{j=1}^k \beta_{sj} e_{t-j} + \sum_{j=1}^k \gamma_{sj} u_{t-j} + \sum_{j=1}^k \theta_{sj} rw_{t-j} + \sum_{j=1}^k \delta_{sj} p_{t-j} + \sum_{j=1}^k \nu_{sj} cpi_{t-j} + \vartheta_{s,t}$$

където:

e е заетост;

u - норма на безработица;

rw - реална заплата,

p - производителност на труда;

cpi - индекс на потребителски цени;

$\alpha_i, \beta_i, \gamma_i, \theta_i, \delta_i, \nu_i$ – параметри на модела.

$$\text{Векторът от ендогенни променливи е } X = \begin{bmatrix} e_t \\ u_t \\ rw_t \\ p_t \\ cpi_t \end{bmatrix}$$

Както се вижда от системата уравнения, векторът X е регресиран към своите минали стойности, където оптималният лаг е q . Самият модел оценява съответните зависимости между лаговете променливи. Резултатите от емпиричната оценка на модела са дадени на *табл. 3*.

Адекватен ли е този модел и до каква степен получените коефициенти могат да се приемат за статистически значими? За да докажем ефективността на оценения *VAR* модел, е необходимо да се анализират стандартните грешки на оценените уравнения, t -статистиките, R^2 и други показатели на модела, както и да се извърши пълен анализ на остатъчните компоненти, за да се направи извод дали получените оценки са неизместени и могат да се приемат за ефективни. При иконометричните измервания е почти невъзможно да се получат неизместени оценки, макар и в редки случаи поне една от цялата съвкупност да е неизместена и се приема като оптимална и най-добра.

Статистическата оценка на модела е задоволителна. Стандартните грешки на оценките на отделните уравнения са относително ниски. За уравнението на заетостта стандартната грешка е 0.03%, а в уравнението на производителността на труда - 0.11%. Коефициентите на детерминация на отделните уравнения варират, като най-високи са за уравнението на производителността на труда ($R^2=0.805$) и уравнението на безработицата ($R^2=0.722$).

Таблица 3

Оценка на параметрите на VAR модела на пазара на труда в България за периода 1991-2006 г.

Sample(adjusted): 1992:2 2006:4

Included observations: 57 after adjusting endpoints

Standard errors & t-statistics in parentheses

	e	u	rw	p	cpi
e_{t-1}	0.085193 (0.16433)	-0.188949 (0.36035)	0.457403 (0.50151)	0.780412 (0.66739)	-0.287200 (0.56932)
e_{t-2}	0.127227 (0.13952)	-0.308316 (0.30595)	0.213067 (0.42580)	0.068303 (0.56663)	0.345220 (0.48336)
e_{t-3}	0.172986 (0.14484)	0.318346 (0.31762)	0.863926 (0.44204)	-0.040644 (0.58824)	-0.452240 (0.50180)
e_{t-4}	0.133919 (0.14404)	0.445547 (0.31588)	0.110665 (0.43962)	-0.492458 (0.58502)	-0.135633 (0.49905)
u_{t-1}	-0.011683 (0.10967)	0.517462 (0.24050)	0.307589 (0.33471)	0.062139 (0.44542)	0.050549 (0.37996)
u_{t-2}	0.067282 (0.14020)	0.195926 (0.30745)	-0.207165 (0.42789)	-0.542615 (0.56942)	0.232781 (0.48574)
u_{t-3}	-0.048819 (0.12853)	-0.109779 (0.28186)	-0.137545 (0.39227)	0.638622 (0.52202)	-0.359498 (0.44531)
u_{t-4}	0.047723 (0.07763)	0.141814 (0.17025)	0.217762 (0.23694)	-0.040537 (0.31531)	-0.076816 (0.26897)
rw_{t-1}	-0.178627 (0.08851)	-0.219696 (0.19410)	0.087942 (0.27013)	0.867320 (0.35948)	-0.180244 (0.30665)
rw_{t-2}	0.091819 (0.09962)	-0.091912 (0.21846)	0.139593 (0.30403)	0.383975 (0.40459)	-0.178133 (0.34513)
rw_{t-3}	-0.034193 (0.08175)	0.061026 (0.17927)	-0.547147 (0.24949)	-0.910292 (0.33201)	0.934270 (0.28322)
rw_{t-4}	0.043780 (0.06935)	0.085949 (0.15207)	-0.087049 (0.21165)	0.004811 (0.28165)	0.003682 (0.24026)
p_{t-1}	-0.001469 (0.05480)	0.100028 (0.12018)	0.211979 (0.16725)	0.457183 (0.22257)	-0.226387 (0.18987)
p_{t-2}	-0.007202 (0.05619)	-0.047289 (0.12321)	0.277027 (0.17148)	-0.223685 (0.22820)	-0.325631 (0.19467)
p_{t-3}	-0.027852 (0.05314)	0.015093 (0.11653)	0.081689 (0.16218)	0.084666 (0.21583)	-0.003731 (0.18411)
p_{t-4}	0.032146 (0.04537)	-0.050864 (0.09948)	0.104027 (0.13845)	-0.033495 (0.18425)	-0.203145 (0.15717)
cpi_{t-1}	-0.208976 (0.07842)	0.151612 (0.17198)	0.426742 (0.23934)	1.495195 (0.31851)	-1.047180 (0.27170)
cpi_{t-2}	-0.149469 (0.07842)	-0.066210 (0.17198)	0.299644 (0.23934)	0.524414 (0.31851)	-0.773619 (0.27170)

	(0.11740)	(0.25746)	(0.35831)	(0.47682)	(0.40675)
	(-1.27313)	(-0.25717)	(0.83628)	(1.09982)	(-1.90195)
<i>cpi</i> _{t-3}	-0.203301	-0.079216	-0.193026	0.073158	0.243171
	(0.10683)	(0.23427)	(0.32604)	(0.43388)	(0.37012)
	(-1.90302)	(-0.33814)	(-0.59203)	(0.16861)	(0.65701)
<i>cpi</i> _{t-4}	0.113852	-0.041423	0.226748	0.331042	-0.353192
	(0.06822)	(0.14961)	(0.20821)	(0.27708)	(0.23636)
	(1.66884)	(-0.27688)	(1.08903)	(1.19476)	(-1.49430)
C	-0.013395	0.064497	-0.064086	-0.177247	0.118476
	(0.01941)	(0.04256)	(0.05923)	(0.07882)	(0.06724)
	(-0.69023)	(1.51550)	(-1.08199)	(-2.24875)	(1.76206)
<i>dumy1</i>	0.009100	-0.028270	-0.044096	0.090574	-0.097847
	(0.02781)	(0.06099)	(0.08488)	(0.11295)	(0.09635)
	(0.32722)	(-0.46354)	(-0.51953)	(0.80190)	(-1.01553)
<i>dumy2</i>	0.032332	-0.187642	0.163203	0.402406	-0.204360
	(0.02880)	(0.06316)	(0.08790)	(0.11697)	(0.09978)
	(1.12263)	(-2.97107)	(1.85676)	(3.44029)	(-2.04811)
<i>dumy3</i>	0.011868	-0.063691	0.137408	0.272430	-0.134819
	(0.02961)	(0.06493)	(0.09036)	(0.12025)	(0.10258)
	(0.40084)	(-0.98092)	(1.52060)	(2.26547)	(-1.31426)
R-squared	0.567901	0.722491	0.564606	0.805102	0.618461
Adj. R-squared	0.266741	0.529076	0.261150	0.669265	0.352540
Sum sq. resids	0.024377	0.117225	0.227053	0.402090	0.292596
S.E. equation	0.027179	0.059601	0.082948	0.110384	0.094162
Log likelihood	140.2003	95.44209	76.60092	60.31340	69.37306
Akaike AIC	-6.915074	-5.344610	-4.683516	-4.112024	-4.429907
Schwarz SC	-6.054842	-4.484378	-3.823284	-3.251792	-3.569675
Determinant Residual Covariance				2.80E-14	
Log Likelihood				627.4404	
Akaike Information Criteria				-30.36273	
Schwarz Criteria				-29.50250	

* Използвани са следните обозначения: *R Square* - коефициент на детерминация; *Adjusted R Square* - коригиран коефициент на детерминация; *Sum of Squares* - закономерна и остатъчна девиация; *S.E. equation* - стандартна грешка на оцененото уравнение; *Akaike AIC*, *Schwarz SC* - критерии за лагова дължина; *Determinant Residual Covariance* - остатъчна ковариация; *dumy1*, *dumy2*, *dumy3* - дъми променливи.

На табл. 4 са представени коефициентите на остатъчните елементи на отделните уравнения от оценения модел. Наблюдава се слаба корелационна зависимост между остатъчните коефициенти на модела. Най-високи и отрицателни са корелационните коефициенти между променливите *цени* и *заплати* (-0.756) и между *цени* и *производителност на труда* (-0.582). Останалите коефициенти не надвишават по абсолютна стойност 0.206.

Таблица 4

Коефициенти на корелация между остатъците на отделните уравнения

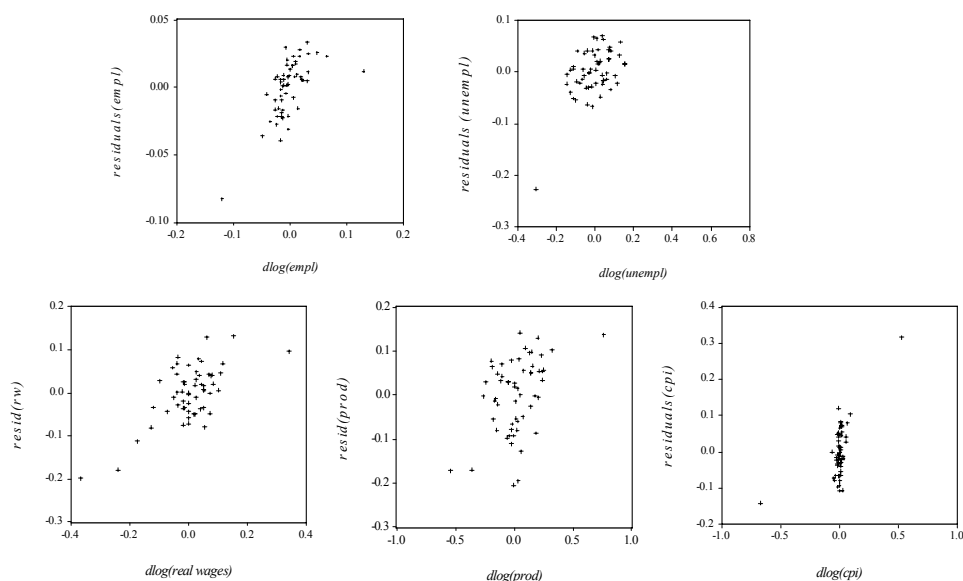
	<i>e</i>	<i>u</i>	<i>rw</i>	<i>p</i>	<i>cpi</i>
<i>e</i>	1.000000	0.004287	-0.033652	0.174460	0.132839
<i>u</i>		1.000000	-0.004244	-0.206163	0.156102
<i>rw</i>			1.000000	0.535836	-0.756296
<i>p</i>				1.000000	-0.582836
<i>cpi</i>					1.000000

Проверката за автокорелация показва, че не се наблюдава наличие на автокорелация в остатъците на отделните уравнения на модела. Автокорелационните коефициенти са близки до нула и вероятността за отхвърляне на хипотезата за наличие на автокорелация още при лаг 1 е висока.

На фиг. 3 са представени диаграми между остатъчните компоненти и оценяваните ендогенни променливи. От тези графики трудно може да се направи заключение за вариацията – може би тя нараства или намалява, въпросът е спорен.

Фигура 3

Корелограми на остатъчните компоненти и ендогенните променливи



Проверката за наличие на хетероскедастичност включва по-задълбочен анализ на остатъчните компоненти. Съществуват различни тестове за доказване наличието на хетероскедастичност или хомоскедастичност – тестът на *White's*, *Park*, *Breusch-Pagan Test*, *Goldfield-Quandt*, *Bartlett's test* и други.¹⁵ Неформален начин за оценка наличието на хомоскедастичност или хетероскедастичност е изследването на динамиката на остатъчните компоненти чрез построяване на графики за *хетероскедастичност*. В изследването е използван тестът на *White-Heteroskedasticity*,¹⁶ който почива на предположението, че $u \sim N$ (остатъците са с нормалното разпределение) със средни стойности нула и еднакви дисперсии, т.е. хомоскедастични.

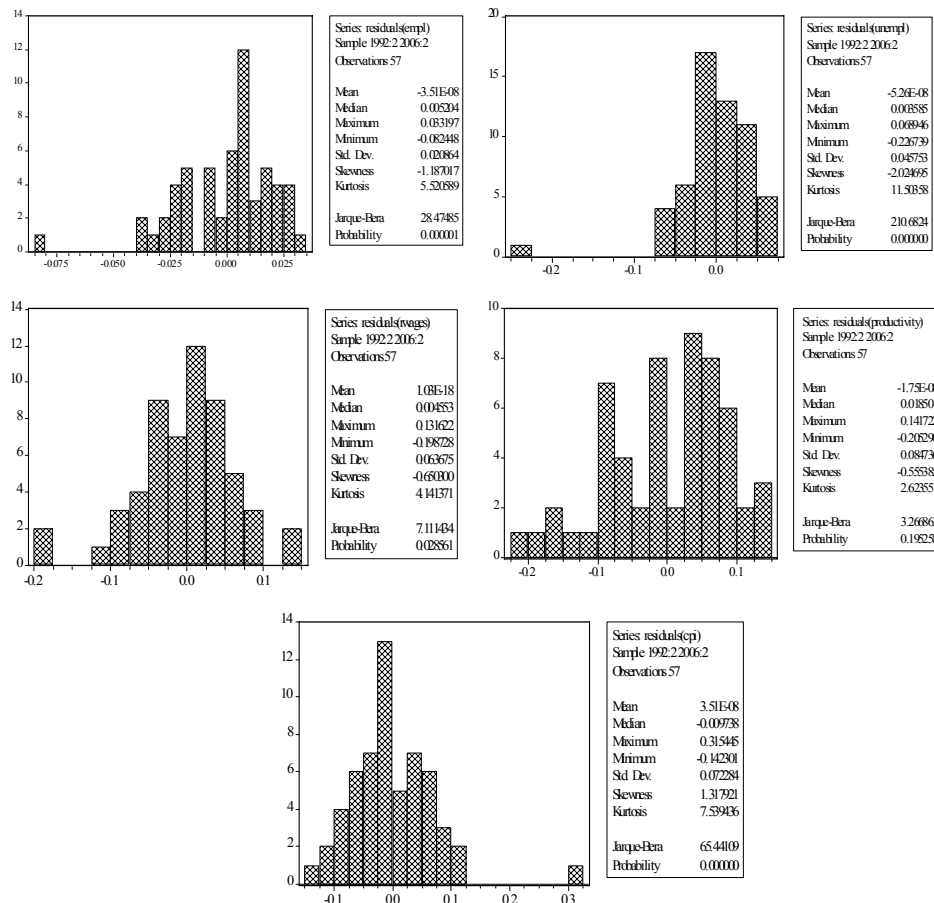
От хистограмата (фиг. 4) на остатъчните компоненти се вижда, че при повечето променливи е нарушено нормалното им разпределение. Наблюдават се отдалечени наблюдения от нулевия интервал.

¹⁵ Maddala, G. Introduction to econometrics, 1988, p.162-169

¹⁶ White, H. A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. – *Econometrica* 48, 1980, p. 817-838.

Фигура 4

Разпределение на остатъчните компоненти в оценените уравнения



* Използвани са следните обозначения и статистики: *Mean* – средна; *Median* – медиана; *Maximum* – максимална стойност; *Minimum* – минимална стойност; *Std.Dev.* – стандартно отклонение; *Skewness* – асиметрия; *Kurtosis* – аксес; *Jarque-Bera* – статистика на Жарк Бера; *Probability* – вероятност на *Jarque-Bera* статистиката.

Тестът на *White-Heteroskedasticity* включва оценяването на нови регресии, като променливите са разделени на генерираните остатъчни компоненти. Отново се анализира значимостта на коефициентите. Ако вероятността на оценените коефициенти е по-голяма от критичната $\alpha=0.05$, то приемаме, че $\beta=0 \Rightarrow$ няма значимост $\Rightarrow$ не е налице хетероскедастичност и обратно, ако вероятността на коефициентите по-малка от приетата критична $\alpha \Rightarrow$ то $\beta \neq 0 \Rightarrow$ има значимост $\Rightarrow$ се наблюдава хетероскедастичност. Намира се *R squared* за съответната регресия, като се знае, че при $n.R \text{ squared} \sim \chi^2_{df}$ имаме хомоскедастичност. Ако $\chi^2 > \chi^2_{\text{критично}}$, е налице хетероскедастичност.

Всяко едно уравнение от модела се оценява отново, като променливите са разделени на генерираните остатъци. Резултатите от уравнението на заетостта са дадени в табл. 5.

Таблица 5

Резултати от оцененото уравнение на заетостта за проверка наличието на хетероскедастичност

LS // Dependent Variable is e/resid _e				
Sample(adjusted): 1992:2 2006:2				
Included observations: 57 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.064120	0.081680	13.02786	0.0000
e _{t-1} /resid _e	0.108422	0.034739	3.121083	0.0035
e _{t-2} /resid _e	0.171385	0.027211	6.298473	0.0000
e _{t-3} /resid _e	0.250635	0.036273	6.909598	0.0000
e _{t-4} /resid _e	0.249363	0.036538	6.824730	0.0000
u _{t-1} /resid _e	0.037919	0.017226	2.201315	0.0342
u _{t-2} /resid _e	0.083680	0.017331	4.828464	0.0000
u _{t-3} /resid _e	-0.038994	0.013796	-2.826424	0.0076
u _{t-4} /resid _e	0.028617	0.011245	2.544903	0.0154
rw _{t-1} /resid _e	-0.245031	0.015526	-15.78185	0.0000
rw _{t-2} /resid _e	0.072937	0.019706	3.701304	0.0007
rw _{t-3} /resid _e	-0.024254	0.013914	-1.743194	0.0898
rw _{t-4} /resid _e	0.040670	0.012420	3.274609	0.0023
p _{t-1} /resid _e	0.011759	0.011918	0.986640	0.3304
p _{t-2} /resid _e	-0.036378	0.013369	-2.721134	0.0100
p _{t-3} /resid _e	0.022238	0.008230	2.701972	0.0104
p _{t-4} /resid _e	0.021276	0.010247	2.076323	0.0451
cp _{t-1} /resid _e	-0.238942	0.014703	-16.25076	0.0000
cp _{t-2} /resid _e	-0.203178	0.026814	-7.577217	0.0000
cp _{t-3} /resid _e	-0.182790	0.021483	-8.508500	0.0000
cp _{t-4} /resid _e	0.066196	0.012154	5.446299	0.0000
R-squared	0.986358	Mean dependent var		0.612322
Adjusted R-squared	0.978778	S.D. dependent var		3.610205
S.E. of regression	0.525920	Akaike info criterion		-1.007901
Sum squared resid	9.957318	Schwarz criterion		-0.255198
Log likelihood	-31.15430	F-statistic		130.1416
Durbin-Watson stat	2.207907	Prob(F-statistic)		0.000000

* Използвани са следните обозначения: *R Square* – коефициент на детерминация; *Adjusted R-Square* – коригиран коефициент на детерминация; *S.E. of regression* – стандартна грешка на оценената регресия; *Sum squared resid* – закономерна и остатъчна девиация; *Durbin-Watson stat* – статистика на Дърбин Уотсън за автокорелация; *Mean dependent var* – средна на зависимата променлива; *S.D. dependent var* – стандартно отклонение на зависимата променлива; *Akaike info criterion*, *Schwarz criterion* – критерии за лагова дължина; *F-statistic* – емпирична характеристика на F теста; *Prob(F-statistic)* – вероятност на F-статистиката; *resid_e* – остатъчен компонент; *Variable* – променлива; *Coefficient* – оценен коефициент; *Std. Error* – стандартна грешка на оценените уравнения; *t-Statistic* – t- статистика; *Prob.* – вероятност на t- статистиката;

Регресията показва значими резултати, *R squared* е висок (0.986), вероятността на F статистиката е нулева. Вероятностите на t-статистиките на повечето променливи са по-малки от $\alpha=0.05$, което предполага $\beta \neq 0$, т.е. значими коефициенти и оттам наличие на хетероскедастичност. Единствено вероятностите на променливата заплати при трети лаг е по-голяма от $\alpha=0.05$. Изводът е, че в остатъчните компоненти на уравнението на заетостта присъства проблемът хетероскедастичност и това затруднява извеждането на неизместени оценки. Ако остатъците са хетероскедастични, то могат да се

изведат погрешни резултати от модела, наблюдават се някои смущаващи ефекти, неприложим е методът на най-малките квадрати.¹⁷ За отстраняване на проблема в иконометрията съществуват различни техники. Прилагана практика е трансформиране на данни с помощта на логаритмуване или дефлиране на променливите с някаква мярка за относителна големина. В случая първият метод е неприложим, тъй като оценяваните редове са в логаритмична форма.

Анализът на останалите уравнения от VAR модела дава значително по-добри резултати. В уравнението на безработицата вероятностите на t -статистиките на оценените коефициенти са по-големи от $\alpha=0.05$, което предполага, че остатъците са хомоскедастични. Анализът на уравненията на заплатите, производителността на труда и инфлацията показва наличие на хомоскедастичност в остатъчния компонент.¹⁸ Всички вероятности на оценените t -статистики надвишават критичната стойност на α .

На базата на анализа на остатъчните компоненти, стандартните грешки и основните статистики от оценените уравнения във VAR модела може да се обобщи, че получените оценки от модела са адекватни и приложими за целите на икономическия анализ. Единствено за уравнението на заетостта, наличието на хетероскедастичност затруднява извеждането на неизместени и точни оценки и поставя под съмнение получените резултати.

На основата на емпиричните оценки на модела могат да се направят следните изводи и обобщения за значимостта на връзките и взаимодействията между основните променливи на трудовия пазар в страната:

1. Взаимодействието между заетостта, безработицата и реалната работна заплата е слабо изразено. Според получените оценки динамиката на заетостта не се влияе от промените в безработицата (коефициентите пред лаговете променливи на безработицата са ниски и статистически незначими). Този извод може да се приеме за реалистичен, като се има предвид, че изходящият поток от безработните е насочен предимно към лицата извън пазара на труда (т.нар. обезкуражени безработни). Влиянието на работната заплата върху заетостта е сравнително слабо. Повишаването на реалната работна заплата с 1% през предходното тримесечие води до понижаване на темпа на заетост с 0.18%. Отрицателната зависимост потвърждава теоретичното твърдение, че равнището и динамиката на работната заплата би трябвало да има отрицателно влияние върху заетостта.

Изменението на безработицата от своя страна не се влияе от промените в заетостта. По-силно е изразена зависимостта от реалната работна заплата с лаг едно тримесечие, въпреки че стандартната грешка на оценката е относително висока. Оценките на параметрите на уравнението за безработицата показват, че е налице силна зависимост от предходните равнища. Това означава съществуването на хистерезисен ефект и висока устойчивост на безработицата.

Въздействието на заетостта и безработицата върху динамиката на реалната работна заплата е различно. Промените в безработицата не

¹⁷ Studenmund, A. H. Using Econometrics: A practical approach, 5th ed., Chapter 10, 2001, p. 346-376.

¹⁸ Резултатите от оценките за наличие на хетероскедастичност при останалите уравнения не са представени в анализа, предвид ограничения обем на материала.

оказват влияние върху динамиката на реалната работна заплата, докато тези на заетостта имат силно положително въздействие.

2. Връзката между инфлацията, заплатите и безработица е относително слаба. Оценките на параметрите на модела показват отсъствие на взаимодействие между инфлацията и безработицата. Коефициентите са статистически незначими, което означава, че за изследвания период невинаги нарастването на безработицата е съпроводено с намаляване темпа на инфлация, т.е. не е налице ясно изразена пряка и обратна зависимост. Работната заплата оказва слабо влияние върху инфлацията. Оцененият коефициент е положителен (0.427) при първи лаг и отрицателен (-0.193) при втори лаг. Обратната зависимост – влиянието на инфлацията върху заплатите, е значително по-силна. При трети лаг оцененият коефициент е (0.934), което показва, че причинно-следствената връзка е в посока инфлация-заплати.

3. Връзката производителност на труда - заетост е ясно изразена при първи лаг. Оцененият коефициент е (0.78), докато при втори намалява до (0.068). Безспорен е фактът, че ръстът на заетостта трябва да се съпровожда със съответното нарастване на производителността на труда, което у нас невинаги е така. Слабата зависимост между заети и производителност показва, че в България ролята на човешкия фактор е подценена. Производителността на труда не е обект на особено внимание, а именно тя е факторът, който предопределя повишаването на доходите на населението. В развитите икономики се разчита на потенциала на работната сила като основен фактор. За да се осигури балансът между заетост и производителност, в ЕС се прилагат целенасочени мерки за повишаване на качеството на заетостта. В основните стратегически документи на Европейския съюз след 2000 г. се формира конкретна цел за съчетаване на количествения ръст на заетостта с повишаване на нейното качество и производителност. Задачата е не само да нараства равнището на заетост, но и да се повишава броят и делът на заетите, които работят по-производително. С оглед на интеграцията на нашата страна тези въпроси са обект на нарастващ интерес. Задълбоченото познаване и популяризиране на концепцията за качеството и производителността на заетите създава условия за формиране на ефективни и своевременни управленски въздействия на трудовия пазар в нашата страна в периода непосредствено преди и веднага след присъединяването към ЕС.

4. Относително ниска гъвкавост на пазара на труда. Слабото взаимодействие между основните елементи на пазара на труда в България дава основание да се смята, че той не е в достатъчна степен гъвкав. Липсата на силно изразени зависимости между изследваните показатели е доказателство за наличие на негъвкавост и за трудно приспособяване към външните и вътрешните шокове. Този резултат е потвърден и от други изследвания за гъвкавостта на пазара на труда у нас.¹⁹

Гъвкавостта на пазара на труда е от особен интерес във връзка с динамиката на цените и стабилността на паричния режим: начина, по който

¹⁹ Световна банка (2005); Неновски и Колева (2001); Цанов, В., И. Белева, Г. Тишева. (2006); Димитров, Л., А. Николова, Пл. Димитрова (2006).

се формират заплатите, гъвкавост на общото ниво на заплатите и нивото на относителните реални заплати, гъвкавост при трудовите договори, определяне на работното време, мобилност на работната сила и др.²⁰ Този въпрос е актуален и в просеца на присъединяване на страната ни към ЕС. Резултатите от едно изследване на индексите на негъвкавост (ригидност) на реалните заплати в развитите страни и в България показват, че пазарът на труда у нас е значително по-негъвкав от този в Европейския съюз, макар и да се наблюдават подобрения след въвеждането на паричен съвет. Според Европейската комисия в рамките на последната година преди присъединяването на страната към ЕС е направено твърде малко за повишаване гъвкавостта на трудовия пазар. Безспорно е, че фирмите и компаниите с висока производителност предлагат по-високи заплати в сравнение с останалите. В случая обаче влияние оказват и много други процеси като договарянето на заплатите, производителността на труда и т.н.

Освен това гъвкавостта на пазара на труда зависи от държавата и по-конкретно от законодателството за наемане и уволняване на работници, от гарантирането на изпълнението на договорите, от равнището на минималната работна заплата. За съжаление в тези области не се предприемат мерки или те са точно в противоположната посока. Едно от основните предизвикателства пред трудовия пазар след влизането в ЕС е да се намери верният баланс между гъвкавост и сигурност на пазара на труда. Адаптацията изисква време и не може да се очаква, че в краткосрочен план ще се постигне повишаване на гъвкавостта на заплатите и ще се стимулира създаването на нови работни места.

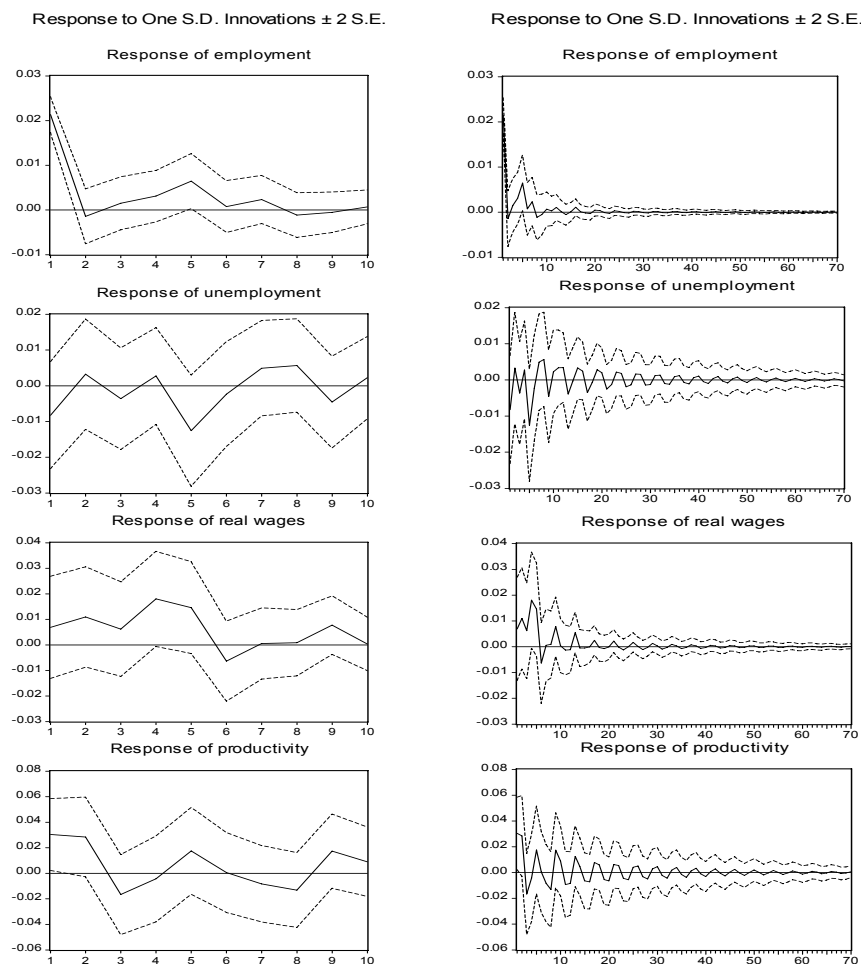
3. Оценка на ефектите от макроикономическите шокове

За да се проследят евентуалните ефекти от макроикономическите шокове върху пазара на труда, е необходимо да се анализира поведението на променливите чрез функциите на импулсни реакции. Функциите на импулсните реакции показват как ендогенните променливи отговарят на изменения (шокове) на променливите в размер на едно стандартно отклонение. На *фиг. 5* е представена реакцията на променливите заетост, безработица, реални заплати и производителност на труда при шоково въздействие от страна на съвкупното предлагане. Проследяват се реакциите на променливи за период от 10 тримесечия напред и в един по-продължителен период от 70 тримесечия напред, или условно как реагират параметрите в краткосрочен и в дългосрочен период.

²⁰ Реалните заплати се смятат за по-гъвкави, там където безработицата оказва силен натиск върху равновесните заплати. Вж. Berthold, N., R. Fehn. Unemployment in Germany: Reasons and Remedies. No CESifo Working Paper No. 871, 2003.

Фигура 5

Резултати от импулсните реакции на променливите при шоково въздействие на съвкупното предлагане



Въз основа на графиките на реакциите на основните показатели на пазара на труда при шоково влияние от страна на съвкупното предлагане могат да се направят следните анализи и обобщения:

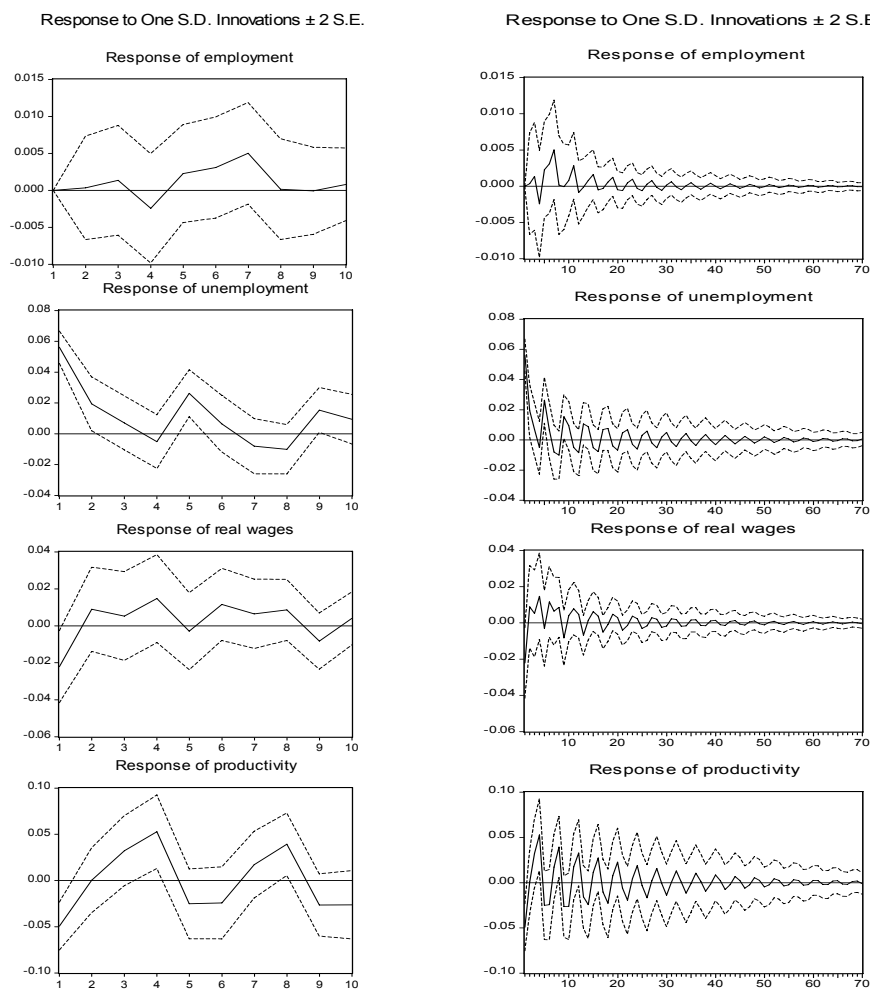
Променливите реагират чувствително непосредствено след внасяне на едновариантна иновация, като реакциите при всички показатели са статистически различни от нула. Тези колебания в показателите на трудовия пазар затихват в рамките на 20 тримесечия,²¹ с изключение на заетостта, при която флукуациите намаляват в сравнително по-кратък период. След това повечето от разглежданите показатели не се връщат към предшоковото си

²¹ Въздействието на шоките върху променливите се отчита в тримесечия, тъй като изходните данни са тримесечни динамични редове. Четири периода на графиките на реакциите съответстват на една календарна година.

равнище, а варират в нулевия интервал, т.е. макроикономическото въздействие е дълготрайно, макар и смекчено след известен период.

Фигура 6

Резултати от импулсните реакции на променливите при шоково въздействие от страна на съвкупното търсене



* Използвани са следните обозначения: *Response to One S.D. Innovations* – реакция при шоково въздействие на едно стандартно отклонение; *Response of employment* – реакция на променливата заетост; *Response of unemployment* – реакция на променливата безработица; *Response of real wages* – реакция на променливата реални заплати; *Response of productivity* – реакция на променливата производителност на труда.

Заетостта намалява през първите 2 тримесечия, след което до 5 тримесечие има нарастваща динамика. Променливата варира в интервала от 0.00 до 0.02. В дългосрочен период колебанията в заетостта затихват до 10-то тримесечие. Броят на заетите ще расте единствено при положителен

шок върху съвкупното предлагане. Безработицата проявява значими колебания през целия изследван период от 10 триемсечия напред, което означава, че зависи главно от предлаганите работни места. Очакваното намаление в равнището на безработица може да е налице при положителна динамика в развитието на частния сектор. Членството на България в ЕС ще доведе до по-нататъшно увеличаване на заетите в публичния сектор и ще има положителен ефект върху динамиката на квалифицираните безработни. Реалните заплати показват низходяща тенденция след 4-то тримесечие, след което колебанията в променливата затихват. Производителността на труда реагира с циклични изменения – намаление до 3-то тримесечие, последвани от повишение и отново низходяща динамика. Тези колебания затихват едва след 20-то тримесечие.

На *фиг. 6* са представени импулсните реакции на оценяваните променливи под влияние на шокове в съвкупното търсене при 95% доверителен интервал.

Променливите реагират чувствително и при изменения в съвкупното търсене, като най-бавно затихват импулсните реакции при променливата производителност на труда. Заетостта се движи в интервала 0.00 до 0.05 и динамиката на променливата затихва след 15-то тримесечие. Безработицата се изменя в по широк интервал (от 0.06 до -0.02). Наблюдава се намаление до 4-то тримесечие, последвано от кратко повишение и отново низходяща динамика след 5-то тримесечие. Това показва, че положителен шок върху съвкупното търсене ще въздейства благоприятно чрез намаление в темпа на безработицата. Заплатите не показват значителна динамика и варират около нулевия интервал. В значително широк диапазон се движи и производителността на труда. При нея колебанията затихват едва след 30-то тримесечие.

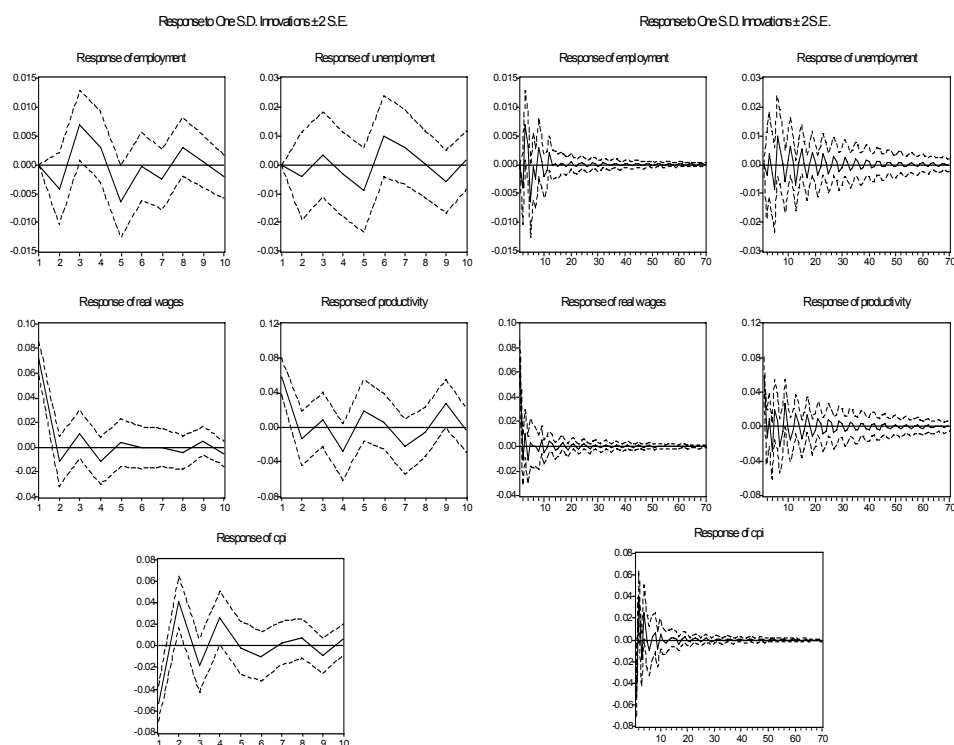
Импулсните реакции на променливите под влияние на шоковото въздействие от страна на заплащането на труда са представени на *фиг. 7*.

Всички оценявани променливи реагират при изменения в заплащането в интервали от 0.08 до -0.06. Безработицата и производителността на труда, разгледани в период от 70 тримесечия напред, затихват по бавно, отколкото останалите променливи. В рамките на промеждутък от 10 тримесечия един шок на изменения в заплащането (две стандартни отклонения), би довел до незначително изменение в процента на безработните. Безработицата се колебае в сравнително тесен интервал от 0.01 до -0.01. Проследявайки реакцията на заетостта при генериране на шок от две едновариантни иновации в заплащането, променливата първоначално реагира отрицателно, след което до 3-то тримесечие показва положителна динамика. Положителният ефект от шоковото изменение на заплатите обаче е краткотраен, след 4-то тримесечие променливата показва отново отрицателна тенденция и варира в интервала от 0.05 до -0.05. Погледнато в дългосрочен аспект, колебанията в заетостта по отношение на заплатите затихват след 12-то тримесечие. Явно увеличението на заплатите не оказва съществено влияние върху темпа на заетите и равнището на безработица, или състоянието на трудовия пазар у нас не зависи от равнището на заплащане, тъй като в повечето случаи то е неатрактивно. Това отново потвърждава извода за ниската гъвкавост на пазара на труда. България

продължава да остава на едно от последните места по заплащане сред всички новоприети членки. Адекватното развитие на заплащането на труда у нас и едновременно наличието на сигурна заетост може да допринесе за стабилни макроикономически условия и за обособяването на политики с положителна ориентация към намаляване на безработицата.

Фигура 7

Резултати от импулсните реакции на променливите при шоково въздействие от страна на заплащането



* Използвани са следните обозначения: *Response to One S.D. Innovations* – реакция при шоково въздействие на едно стандартно отклонение; *Response of employment* – реакция на променливата заетост; *Response of unemployment* – реакция на променливата безработица; *Response of real wages* – реакция на променливата реални заплати; *Response of productivity* – реакция на променливата производителност на труда; *Response of cpi* – реакция на променливата инфлация.

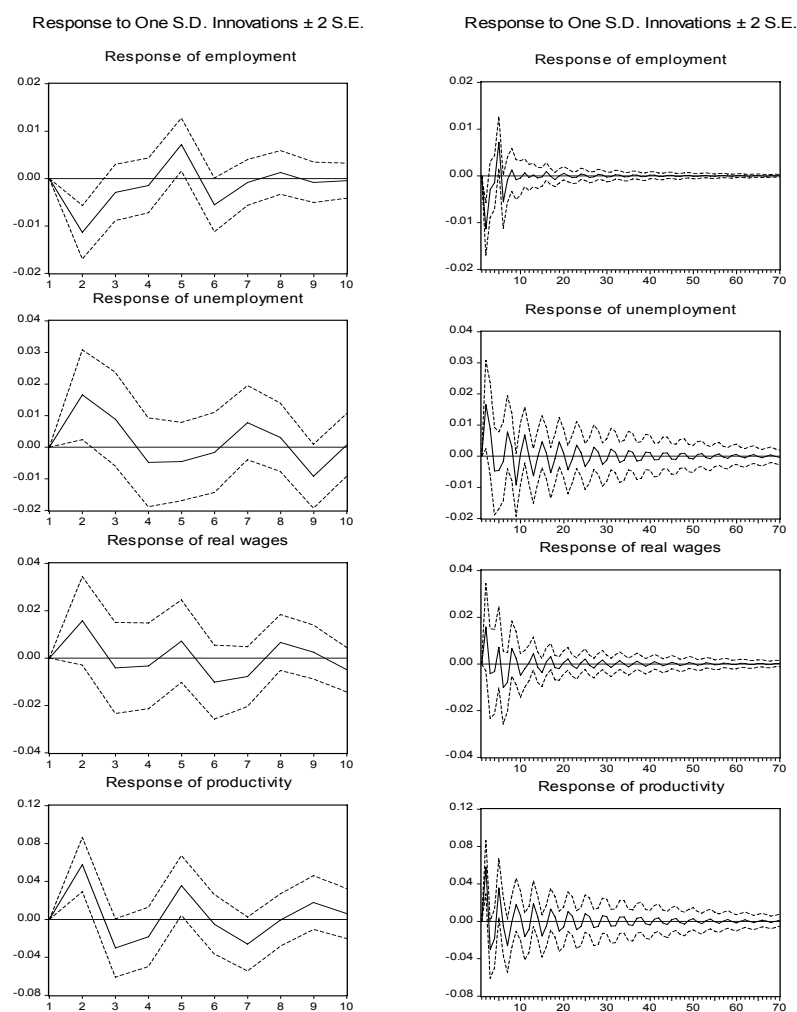
Краткотрайна и внезапна е реакцията на променливата инфлация. Непосредствено след внасянето на едновариантна иновация от страна на заплатите се наблюдава драстично увеличение на инфлацията. Реакцията на променливата затихва след 5-то тримесечие. Това показва, че увеличението в заплатите би имало краткотраен ефект върху равнището на инфлацията у нас.

Много чувствителна е реакцията на променливите при шоково ценово изменение, но тя затихва след период от 20-то тримесечия напред (вж. *fig. 8*). Според данни на НСИ инфлацията за 2006 г. е 6.5%, като

средногодишната стига 7.3%. Това поставя България на второ място сред европейските страни по най-голяма инфлация след Латвия. Прогнозите за нарастване на цените след влизането ни в ЕС са обезпокоителни и това безспорно ще се отрази върху динамиката на разглежданите показатели.

Фигура 8

Резултати от импулсните реакции на променливите при шоково инфлационно въздействие



* Използвани са следните обозначения: *Response to One S.D. Innovations* – реакция при шоково въздействие на едно стандартно отклонение; *Response of employment* – реакция на променливата заетост; *Response of unemployment* – реакция на променливата безработица; *Response of real wages* – реакция на променливата реални заплати; *Response of productivity* – реакция на променливата производителност на труда.

Реакцията на заетостта към измененията в равнището на инфлация е сравнително краткотрайна и затихва след 8-то тримесечие. Наблюдава се

спад в заетостта в рамките на две тримесечия при повишаване на общото ценово равнище, последвано от положителна реакция до 5-то тримесечие, след което до 10-то тримесечие заетостта показва задържащо развитие. Безработицата е по-чувствителна и с по-продължителни колебания в отговор на инфлационните изменения. Нейната реакция е огледална на поведението на заетостта. Наблюдава се увеличаване в рамките на първите две тримесечия, последвано от понижаване в равнището на безработица. Реакция, която не противоречи на теоретичните твърдения на Филипс, че увеличаването на заетостта или намалението в равнището на безработица се съпровожда с нарастване на цените и на работните заплати (инфлация) и на генералния извод, че безработицата може да се намали, ако се увеличи инфлацията. Не може да се твърди обаче, че намаляването на безработицата у нас ще е следствие от инфлационните процеси. Връзката между инфлация и безработица е краткосрочна. В дългосрочен план това, което определя развитието на една икономика, е свързано с макроикономическа стабилност, ръст на производителността, инвестирани капитали, предприемаческа активност, ниво на образование, а те не се влияят позитивно от по-високата инфлация.

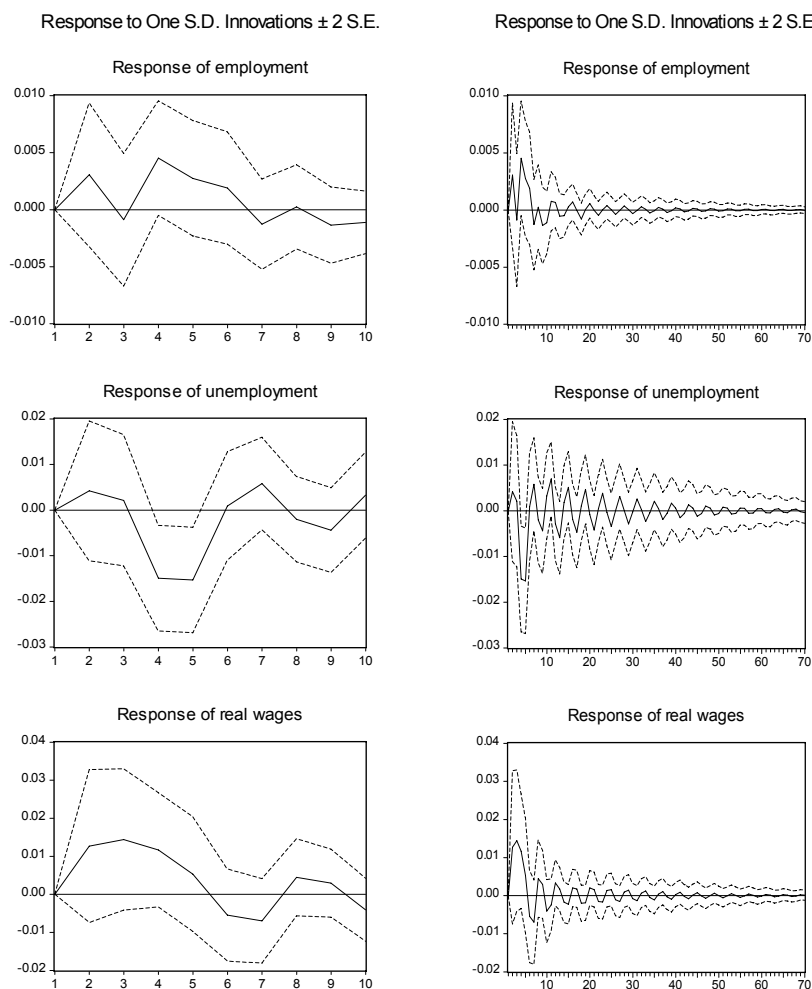
Наличието на връзка между инфлацията и динамиката на заплатите, потвърдено в иконометричния модел, се наблюдава и при анализа на импулсните реакции. Реакцията на заплатите при генериране на шок от две едновариантни иновации в инфлацията е краткотрайна и затихва до 10-то тримесечие. Динамиката на заплатите е непостоянна и сходна с тази на безработицата. Наблюдава се увеличаване в рамките на първите две тримесечия, последвано от намаление до 4-то тримесечие. Безинфлационно увеличаване на заплатите е възможно само при условие, че растежът на реалната заплата и производителността на труда съвпадат, което не е характерно за нашата икономика. Сравнението между динамиката на реалната работна заплата и темповете на производителността на труда в България показва, че реалните заплати нарастват с по-бавни темпове от тези на производителността на труда. Изпреварващият ръст на производителността на труда е икономически индикатор, който дава основание за очаквани по-добри тенденции в развитието на българската икономика и оттук на доходите, в т.ч. на работната заплата.

Реакцията на заетостта под влиянието на технологичен шок е положително (вж. *фиг. 9*). Това не противоречи на икономическата логика, че повишаването на производителността на труда е предпоставка за решаване проблемите на заетостта и за постигане на по-висок икономически растеж. Според някои икономисти има основания да се предполага, че дори и да се постигне по-висок растеж през следващите години, повишаването на заетостта няма да бъде със съответните темпове, а икономическата активност вероятно ще остане непроменена. През следващите години е логично да се очаква така необходимото по-значително реструктуриране от гледна точка на повишаване на ефективността и **конкурентоспособността на икономиката**. Тези процеси са свързани по-скоро с намаляване на заетостта, произтичащо от освобождаване на заетите в неефективни производства. Освен това предвижданото незначително изменение в цената на труда (с 10% увеличение на заплащането в държавния сектор), бавните

промени в организацията на труда и работното време ще запазят висок дела на невключените в икономиката трудоспособни хора и през следващите години.

Фигура 9

Резултати от импулсните реакции на променливите при въздействие на технологичен шок



* Използвани са следните обозначения: *Response to One S.D. Innovations* – реакция при шоково въздействие на едно стандартно отклонение; *Response of employment* – реакция на променливата заетост; *Response of unemployment* – реакция на променливата безработица; *Response of real wages* – реакция на променливата реални заплати.

Най-чувствителна и продължителна към технологичните шокове е реакцията на безработицата. Наблюдава се значимо понижаване на динамиката след 3-то тримесечие, последвано от нарастване равнището на безработните до 7-то тримесечие. Колебанията в динамиката на този

показател затихват едва след 30-то тримесечие. Въздействието на технологичните шокове има дълготраен ефект. Основният проблем, който може да се посочи тук, е увеличеният дефицит на квалифицирана работна ръка, която да отговаря на нарастващите изисквания от страна на работодателите. Според специалисти този проблем ще продължава да се задълбочава, тъй като членството в ЕС ще предложи по-приемливи оферти за работа в чужбина.

Реакцията на реалната работна заплата от шокото изменение на производителността на труда е краткотрайна. Наблюдава се повишение до 3-то тримесечие, последвано от намаление, което трудно би могло да се обясни, тъй като прогнозите на анализаторите са за трайно увеличение на заплатите, особено в частния сектор.

Въз основа на анализа на построения модел и функциите на импулсните реакции могат да се направят следните изводи и очаквани ефекти върху трудовия пазар след влизането на страната в ЕС:

- Не се наблюдава силна зависимост между нивото на заетостта, безработицата и реалните заплати, което е доказателство за слабата гъвкавост на пазара на труда и за неспособността му да се приспособи бързо към променящата се конюнктура. Това изправя страната ни пред големи предизвикателства след 2007 г. и затруднява изпълнението на Лисабонската стратегия.
- Очакванията за негативни последици за пазара на труда в България се оправдават. Трудовият пазар у нас е чувствителен на шокони ефекти от страна на агрегатното търсене, повишаване на ценовото равнище и технологиите. Реакциите при повечето променливи затихват едва след 20-то тримесечие. Най-уязвими на шокони ефекти са безработицата и заетостта, тъй като техните равнища се променят под въздействие на почти всички приложени влияния.
- Равнището на заетостта и безработицата са чувствителни на шокони ценови изменения. Повишаването на ценовото равнище ще доведе до драстично спадане в равнището на заетостта през първите няколко тримесечия.
- Заетостта реагира положително на изменения в производителността на труда, но може да се прогнозира, че дори и да има значителен растеж през следващите години, то темповете на нарастване на съвкупната заетост ще изостават. Икономическият растеж продължава да е резултат преди всичко от увеличаване на производителността, а не от увеличаване на заетостта.
- Повишаването на производителността на труда се отразява положително и върху динамиката на работните заплати.

Очакването на тези противоположни ефекти изисква навременна реакция за противодействие и по-бързо адаптиране на страната към европейските стандарти. Необходимо е да се обърне внимание на:

- повишаване гъвкавостта на пазара на труда и по-специално гъвкавостта на работната заплата и цените. Без повишаване на гъвкавостта на пазара има опасност икономиката да остане блокирана в цикъл на ниски заплати и ниска производителност;

- текуща защита на доходите от евентуални ценови покачвания. Инфлацията е макроикономическата променлива, която всъщност поставя най-големи предизвикателства пред страната ни;
- за да намали разликата в доходите и за да облекчи сближаването с ЕС, България ще трябва да увеличи заетостта и производителността в съответствие с Лисабонската програма. Задачата е не само да нараства равнището на заетост, но и да се повишава броят и делът на заетите, които работят по-производително;
- сближаване на средните работни заплати в България поне с минималното заплащане в съседни държави в региона Южна Европа като Гърция, Испания, Португалия.

Членството в ЕС изправя страната пред много предизвикателства, но има и своите положителни страни върху трудовия пазар. Успешното преодоляване на предизвикателствата в областта на пазара на труда е предпоставка за постигане на икономически растеж, за ръст на доходите и за изграждане на общество на знанието.