

ИЗСЛЕДВАНЕ НА ЗАВИСИМОСТТА МЕЖДУ РЕАЛНОТО СЪВКУПНО ПРОИЗВОДСТВО И РАВНИЩЕТО НА БЕЗРАБОТИЦА В БЪЛГАРИЯ

Изследвани са причинно-следствените връзки и конкретната количествена зависимост между реалното съвкупно производство и равнището на безработица в България. Направен е преглед на основните теоретични концепции и подходи за изучаване на взаимовръзките между инфлация и безработица, на естественото равнище на безработица и потенциалното равнище на производство, като важни индикатори на макроикономическото равновесие и стабилност. Конкретната количествена зависимост между реалното съвкупно производство и равнището на безработицата е оценена и анализирана чрез иконометрични модели, които са базирани на закона на Оукън, изразен в разливна и диференчна форма. Разгледани са някои от факторите, влияещи върху стойността на коефициента на Оукън – ефектът на хистерезис, прираста на работната сила и на производителността на труда, относителният дял на скритата икономика, промените в структурата на безработицата по степен на образование и по професионален признак, сезонният фактор и др.

JEL: E23; E24; E31

1. Увод

Познаването на конкретната количествена зависимост между реалното съвкупно производство и равнището на безработица е от важно значение за всяка макроикономическа политика. В условията на икономическа криза и при наличието на проблеми, свързани с безработицата, с ниската производителност на труда, при необходимостта от постигането на устойчива конкурентоспособност, тези въпроси придобиват все по-голямо значение и актуалност не само за България, но и за всички страни от Европейския съюз.

Законът на Оукън изразява отрицателната зависимост между отклонението на текущото от реалното съвкупно производство, от една страна, и отклонението на фактическото от естественото равнище на безработица, от друга. Съществуването на тази зависимост е установено от Оукън (Okun, 1962) по емпиричен път за

¹ Милен Велев е доктор, асистент в катедра „Икономика и управление на туристическото обслужване“ на Университет „Проф. д-р Асен Златаров“, e-mail: milen.velev@gmail.com.

икономиката на САЩ, която през изследвания период се е характеризирала със стабилно и възходящо икономическо развитие и ниско равнище на безработицата. След извеждането на тази зависимост, тя се превръща в стандартен инструмент при разработването на макроикономически политики и прогнози. Уравнението на Оукън често се прилага за преобразуване на данните за увеличаване на безработицата в данни за спад в производството и обратно. По отношение на данните за САЩ, изчислените коефициенти остават сравнително стабилни. Но при направените изследвания за други държави, в повечето случаи коефициентите са по-малко стабилни и резултатите са по-задоволителни (Schnabel, 2002).

Икономистите често използват закона на Оукън в своите прогнози, приемайки че зависимостта между растежът на БВП и промените в равнището на безработица ще се проявява по сходен начин в бъдещето, както в миналото. Необходимо е да се отбележи, че законът на Оукън е статистическа зависимост, а не структурна характеристика на макроикономическата система. Както всяка статистическа връзка, тя е нестабилна и може да бъде обект на ревизия в една постоянно променяща се макроикономическа система. Различните изследвания (Schnabel, 2002; Daly, Fernald, Necho, Jordà, 2014) показват, че конкретната количествена зависимост между промените в съвкупното производство и равнището на безработицата варира значително с течение на времето и през различните фази на икономическия цикъл.

Ясно е, че в съвременните условия на нестабилен икономически растеж и непрекъснати колебания случаите, в които макроикономическата система се приближава до потенциалното равнище на производство и пълната заетост на работната сила и националните ресурси са по-скоро изключение, отколкото правило. Налага се тезата (Пиримова, 2007), че законът на Оукън не е в състояние да изрази една стабилна (във времето или по отношение на различните национални икономики) количествена зависимост. Икономиката на България през изследвания период (2000-2013 г.) преминава през различни фази на цикличното развитие – оживление, подем и криза (рецесия). От научно-познавателна и практико-приложна гледна точка, интерес представлява извеждането на конкретната количествена зависимост между реалното съвкупно производство и равнището на безработица в България. Във връзка с това се налага необходимостта законът на Оукън да бъде адаптиран и приложен към съвременните условия и особености на нашата икономика. За целта тук е направен преглед на основните теоретични концепции и подходи за изучаване на взаимовръзките между инфлация и безработица, в контекста на съвременните макроикономически политики, на естественото равнище на безработица и потенциалното равнище на производство, като важни индикатори на макроикономическото равновесие и стабилност. Извършена е съпоставка между равнището на безработица и инфлация в България и на тази основа са оценени за естественото равнище на безработица и потенциалното равнище на производство през изследвания период. Законът на Оукън може да бъде изразен в т. нар. разливна и диференчна форма. Чрез еднофакторен регресионен анализ е изследвана зависимостта между реалния БВП и коефициента на безработица в страната при прилагането на разливния и диференчния модел, като са използвани годишни и тримесечни данни. Разгледани са факторите, влияещи върху конкретната

количествена зависимост между съвкупното производство и равнището на безработица в България (и съответно върху коефициента на Оукън).

В изследването са приложени два алтернативни подхода при изразяване и интерпретиране на процентните изменения (Пиримова, 2007). При първия като база са използвани данните от един конкретен период и са получени базисни темпове (при постоянна база) на показателите за БВП и безработицата. Периодът е избран по такъв начин, че съгласно направените оценки, равнището на безработица е най- близко до естественото, а съвкупното производство е най- близко до потенциалното си равнище. При втория подход са използвани като основа данните от всяка предходна година, т.е. изчислени са верижни темпове (при променлива база). Докато при първият подход е постигнато по-голямо съответствие с теоретичните допускания и изследвания на А. Оукън, то вторият позволява по-добре да се проследят и анализират отделните подпериоди на подем и спад на макроикономическата активност на националната икономика (Пиримова, 2007).

Изследването има следните **ограничения**:

1. Периода, за който е представена информацията е от 2000 до 2013 г., като отделни показатели се проследяват и за по-кратък период.
2. Конкретната количествена зависимост между реалното съвкупно производство и равнището на безработицата се оценява и анализира чрез иконометрични модели, които са базирани на закона на Оукън, изразен в разливна и диференчна форма, като са използвани годишни и тримесечни данни.
3. Разпростира се върху теоретико-концептуалните основи и постановки, свързани с понятията естествено и текущо равнище на безработица, потенциално и фактическо равнище на производството, както и зависимостите между тях в рамките на националната макроикономическа система.
4. Базирано е преди всичко на официална и публично достъпна информация. По отношение на скритата икономика са използвани резултатите от изследвания на различни организации.
5. Не са включени важни моменти, като например провежданите политики за регулиране на пазара на труда, действащите институции, трудовата мобилност, влиянието на демографските процеси, структурните характеристики на националната икономика и др.

2. Теоретична част

Според формулирания от Артър Оукън закон, съществува точно определена количествена зависимост, отразяваща ефекта от промените на реалното съвкупно производство върху изменението на равнището на безработицата (Okun, 1962). В класическия вид, законът на Оукън се изразява чрез следната формула:

$$\frac{(Y_p - Y)}{Y_p} \cdot 100 = c(U - U_n), \quad (1)$$

където

Y_p – реалното съвкупно производство при пълна заетост (потенциално съвкупно производство);

Y – текущото (реално, фактическо) равнище на съвкупното производство;

U_n – естественото равнище на безработица, съответстващо на пълната заетост;

U – действителното равнище на безработицата;

c – коефициентът на Оукън, изразяващ чувствителността, с която равнището на производството се променя при промяна в равнището на безработица.

Това е т. нар. разривен модел на този закон. Според различни изследвания, увеличението на безработицата спрямо естественото равнище с 1 процентен пункт е свързано с намаление на съвкупното производство спрямо потенциалното равнище с около 2-3%. Следователно коефициентът на Оукън във формула (1) обикновено приема стойности в границите от 2 до 3. Трябва да се отбележи, че законът на Оукън не е резултат, изведен от теорията, а емпирично наблюдение за съществуваща отрицателна корелация между ръста на реалното съвкупно производство и равнището на безработица. Следователно в случая по-точно би било наименованието „правило на Оукън“, а не „закон на Оукън“.

Получената количествена зависимост показва от два до три пъти по-слабо изменение в нормата на безработица в сравнение с относителната промяна в съвкупното производство. Това е свързано основно с действието на следните фактори (Пиримова, 2007): В случай на по-осезателен и траен спад в производството, равнището на безработица се увеличава, но с по-бавни темпове, поради различни причини – например една част от освободените от работа лица се ориентират към самостоятелна предприемаческа дейност, друга част изцяло се отказват от участие в трудовата дейност (т.е. вливат се в извънработната сила), а някои от лицата емигрират (това е особено характерно за процесите в българската икономика). Всяко по-чувствително и трайно свиване на производството води до намаление на производителността на труда на заетите лица в икономиката. Като причини за това могат да се изтъкнат както растящият брой заети на непълен работен ден, така и увеличаващите се случаи на ангажиране на заети във видове производства и дейности, които не съответстват на притежаваните от тях образователно равнище и професионална квалификация. Броят на заетите на непълен работен ден се увеличава поради намаляващите обеми на производството, реализираните по-малки приходи и печалби, стремежът към намаляване на разходите. Безработните са склонни да бъдат наемани на неподходяща за квалификацията им работа, притиснати от липсата на доходи и сблъскващи се с ограниченото предлагане на работни места.

В случая съвкупното производство се измерва чрез брутния вътрешен продукт (БВП), който е един от най-важните показатели за измерване на състоянието на

макроикономическата система. Въпреки някои свои недостатъци², този показател се утвърждава като предпочитан, общовалиден, съпоставим измерител на резултата от съвкупната производствена дейност.

В класическата си форма, законът на Оукън трудно може да бъде приложен и проверен в практиката, понеже потенциалното съвкупно производство (Y_p) и естественото равнище на безработица (U_n) могат само да бъдат оценени, но не и измерени. Съществуват множество различия и трудности при определянето на тези величини. Те могат да бъдат оценени чрез различни методи и средства, като при всеки от тях резултатът е приблизителен, експертен (Пиримова, 2007).

За да може да се приложи законът на Оукън, изразяващ се чрез формула (1) е необходимо да се оцени естественото равнище на безработица (U_n) и потенциалното равнище на производството (Y_p). Потенциалният БВП е максималният обем (количество, равнище) на производство на стоки и услуги за крайно потребление, който се постига с ограничените национални ресурси, при дадено технологично равнище на производството, при пълна заетост и ефективно и рационално използване на всички ресурси и при неинфлационно състояние на икономиката. Обикновено потенциалното равнище на БВП съответства на естествената норма на безработица. Концепцията за естественото равнище на безработица е развита от Милтън Фридман (Friedman, 1968) и от Едмунд Фелпс (Phelps, 1968) през 1968 г. В това равнище се включват фрикционната и структурната безработица, които съществуват и при изчистени трудови пазари, свързани с текущото движение на работната сила и със структурните промени в икономиката. В този смисъл естествената норма на безработица може да се разглежда като израз на ентропията на икономическата система при функционирането на работната сила (Савов, Миркович, Казаков, Йотова, Гечев, Статев, Ракарова, Атанасов, 1998).

Съществуването на естествено равнище на безработица е подложено на множество критики и съмнения (Dixon, 1988; Bhaskar, 1990; McDonald, 1987; Diamond, 1982). Означението „естествено“ е неправилно избрано, тъй като е прието погрешно, че то е природна даденост и поради това е оптимално равнище и следователно не е необходима намеса (Франц, 1996). Например една такава намеса може да се изрази в повишаване ефикасността на трудовата борса. За оптимално равнище на безработица се приема това равнище, което максимизира нетното благосъстояние на обществото (Савов, 1993). Оказва се, че естественото равнище не е оптимално. Аргументите за това са следните:

Първо, оптималното равнище на безработица е по-малко от естественото, защото ако реалното съвкупно производство се максимизира при естественото равнище, то законът на Оукън няма да е валиден при много ниско ниво на безработица, което не се потвърждава от емпиричните данни (Савов, 1993). БВП продължава да расте и когато равнището на безработица клони към нула.

Второ, работодателите са заинтересувани инфлацията да се задържи на високо равнище, при високо „естествено“ равнище на безработица. Това води до понижаване

² Например неотчитането на извънпазарните дейности, скритата икономика, черния пазар и др.

на цената на работната сила и съответно до намаляване на общите разходи на фирмите, което също показва, че естественото равнище е може би надценено спрямо оптималното.

Естественото равнище на безработица едва ли е „естествено“, защото се влияе от редица фактори, като например промените в демографската структура на населението, прилаганите макроикономически политики (фискална, монетарна, политика по доходите), социалната политика на държавата, прилаганите политики на пазара на труда, действащите институции и различните характеристики на трудовия пазар (например възможностите за използване на по-гъвкави форми на заетост) и др.

Концепцията за пълна заетост също не е напълно ясна и точна. Този показател зависи от сумата на фрикционната и структурната безработица. Но той не може да бъде точно и ясно фиксиран, поради постоянните промени в структурата и числеността на работната сила, макроикономическата и социалната политика на държавата, институционалните промени в системата за управление на обществото и др.

Анализът в подкрепа на естественото равнище на безработица е спорен и в резултат този термин до голяма степен е изместен и заменен от термина „равновесна“ безработица, т.е. равнище на безработица, съответстващо на постоянен темп на инфлация. То е известно още като NAIRU (Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment). За първи път е въведено от Модилиани-Пападимос (Modigliani, Papademos, 1975), като усъвършенстване на концепцията за „естествено“ равнище на безработица.

В основата на понятието равновесна безработица (NAIRU) са залегнали следните разсъждения (Франц, 1996). От една страна, работещите се стремят към увеличаване на трудовите възнаграждения, докато фирмите, от друга страна, разглеждат увеличението на възнагражденията като нарастване на общите разходи. С цел да се предотврати взаимното стимулиране на претенциите на двете страни и да не се задвижи покачването на темпа на инфлацията, е необходим механизъм, който да създаде равновесие между противоречащите си интереси за разпределение на социалния продукт, при постоянен темп на инфлацията. Състоянието на заетостта може да изпълнява тази функция, тъй като състоянието на трудовия пазар влияе както върху изискванията на работещите, така и върху поведението на фирмите. Ако се приеме тази хипотеза, налице е равновесна безработица, която регулира претенциите на двете страни към разпределението на социалния продукт така, че темпът на инфлацията да остава постоянен.

Анализът NAIRU е неточен и проблематичен, ако кривата на Филипс показва хистерезис (Ball, 2009). С това понятие се означава определено свойство на динамичните икономически системи, а именно зависимостта на равновесната стойност на дадена система от начина, по който тя е стигнала до него (Франц, 1996). Това остатъчно влияние на миналото се означава с термина „изоставане“.³ При изследването на икономиките на 20 развити страни, Ball (2009) достига до извода, че рецесиите имат общ отрицателен ефект върху потенциала на пазара на труда в

³ „Хистерезис“ произхожда от гръцки език и означава „изоставане“.

дългосрочен план и водят до увеличаване на естествената норма на безработица (това е в противоречие с допусканията на някои теоретици, че естественото равнище на безработица не се влияе от фазите на бизнес цикъла). Хистерезиса се проявява след негативни шокове, когато безработицата остава постоянно по-висока. Възможно е краткосрочното покачване на нейното равнище да прояви тенденция към задържане, поради липса на гъвкавост на работните заплати и несъвършенства на пазара на труда. В тези случаи не се проявява тенденция за връщане на даденото равнище на безработицата към равновесно или естественото равнище. Това може да се случи например, ако поради дългите периоди на безработица, безработните губят своята квалификация и умения, поради което става още по-трудно те да бъдат отново назначени на работа. Във време на икономическо оживление увеличеното търсене ще доведе до по-високи трудови възнаграждения на вече наетите работници, а не до наемането на безработни лица. Друг начин, чрез който може да прояви хистерезис е, когато някакъв негативен шок намали заетостта в дадена фирма, индустрия или в националната икономика. Тъй като наетите работници имат възможност да влияят при определянето на трудовите възнаграждения, то те ще имат стимул да се договарят с работодателите за по-високи възнаграждения, когато настъпи икономическото оживление, вместо да допуснат да се намалят работните заплати до равновесното равнище, т.е. равнището, при което търсенето и предлаганото количество труд се изравняват (Ball, 2009; Blanchard, Summers, 1986). Ефектът на хистерезис за дадена страна или регион може да бъде предизвикан от „изтичането” на квалифицирана работна сила поради това, че временно рецесиращата икономика осигурява силни стимули за тези лица да търсят работа на друго място.⁴ Възможно е ефектът да е постоянен, ако отливът на специалисти не се компенсира от приток на квалифицирани работници, когато ефектите от рецесията затихнат. Наличието на хистерезис води до покачването и до задържането на високо равнище на показателя NAIRU за дълъг период.

Подобен негативен ефект по отношение на безработицата би могъл да се избегне чрез осигуряване на „гаранция за работа” от страна на държавата, т.е. безработните, които не могат да си намерят работа в частния сектор, биха могли да бъде наети на работа в държавния сектор. „Гаранция за работа” (Job guarantee) е икономическа политика, която е насочена към осигуряване на устойчиво решение на двойния проблем с инфлацията и безработицата. Тя е свързана с понятието „работодател от последна инстанция”.⁵ Доминиращата икономическа политика в повечето страни в момента е свързана с използването на безработицата като политически инструмент за контролиране на инфлацията. Когато инфлационните очаквания спаднат,

⁴ European Commission, Employment and Social Developments in Europe 2013, <http://ec.europa.eu/social/BlobServlet?docId=11365&langId=en>, p. 91.

⁵ „Работодатели от последна инстанция” (Employers of last resort) са работодателите в една икономика, осигуряващи работни места за работниците и служителите, когато няма други работни места на разположение. Този термин е аналогичен на термина „кредитор от последна инстанция”. Изразът се използва в два смисъла: първо, нежелани работни места, най-често в частния сектор, които се заемат само в краен случай; второ, официална правителствена програма за гаранция за работа, при която правителството обещава да действа като работодател от последна инстанция, като наема всички желаещи.

безработните отново могат да получат своите работни места. Твърди се, че буферната заетост (т.е. заетите лица в програмата „гаранция за работа“) осигурява същата защита срещу инфлацията, но без социалните разходи на безработицата и по този начин би могло да се постигне едновременно пълна заетост и ценова стабилност. Тази теория замества NAIRU с NAIBER (Non-Accelerating-Inflation-Buffer Employment Ratio), т.е. буферен коефициент на заетост, който не предизвиква ускоряване на инфлацията (Mitchell, Muysken, 2008).

Разликата между естественото и равновесното равнище на безработица (NAIRU) се изразява в следното: първото би могло да бъде понижено, например при подобряване на информационното обслужване на трудовия пазар, усъвършенстване на системата за квалификация и преквалификация на работната сила и др. Освен това концепцията за равновесната безработица предполага, че понижаването на заетостта е несъвместимо с постоянния темп на инфлация, т.е. NAIRU е по-висока или съвпада с естественото равнище в зависимост от целите на провежданата икономическа политика. Следователно то е по-ниско или равно на NAIRU и е по-високо или равно на оптималното равнище на безработица. Тук разликите между естественото равнище на безработица и NAIRU са пренебрегнати, т.е. прието е, че естествената норма на безработица съвпада с равновесната безработица (NAIRU), както е например при Landmann (1989). Следователно в слубая естественото равнище на безработица е това, при което силите, повишаващи инфлацията и силите, увеличаващи безработицата са в равновесие (Савов, Миркович, Казаков, Йотова, Гечев, Статев, Ракарова, Атанасов, 1998). При естественото равнище не съществува тенденция към повишаване или за понижаване на цените. В тази точка инфлацията е стабилна, тъй като не е налице излишно съвкупно търсене (спрямо съвкупното предлагане) или излишно съвкупно предлагане (спрямо съвкупното търсене). Следователно в точката на естественото равнище на безработица цените са относително стабилни и се поддържа минимално равнище на безработица и инфлация (Савов, Миркович, Казаков, Йотова, Гечев, Статев, Ракарова, Атанасов, 1998). В този смисъл то е свързано с инфлацията. Обществото предпочита ниска безработица, но това означава определено равнище на инфлация. Прието е, че естественото равнище се движи средно около 5.5-6.5% с тенденция към увеличение (Спасов, 2008).

Поради трудностите, свързани с прилагането на закона на Оукън в неговия класически (разривен) вид, по-често се използва т. нар. диференчна форма, чрез която се изразява зависимостта между темпа на прираст на съвкупното производство и промяната на равнището на безработица:

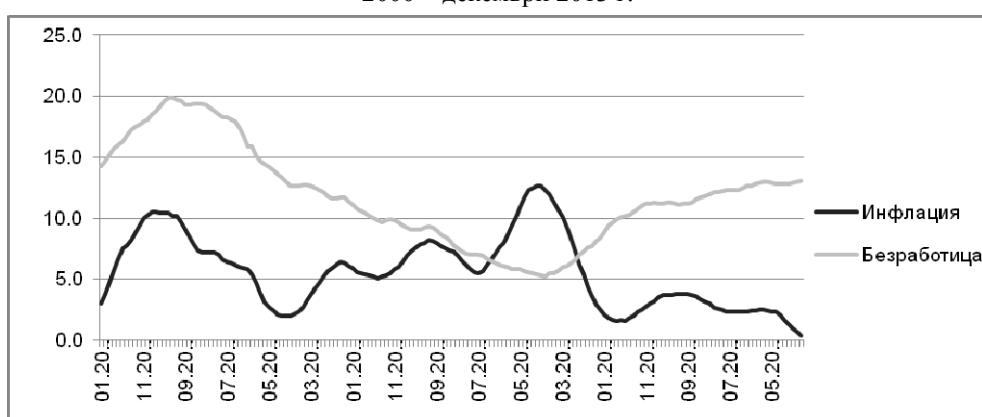
$$\frac{\Delta Y}{Y} \cdot 100 \approx k - c \Delta U. \quad (2)$$

Тази формула лесно може да бъде получена от формула (1).

3. Изследване на зависимостта между реалния БВП и коефициента на безработица

За да бъде приложена формула (1) е необходимо да се определи периодът, през който безработицата е най-близо до естественото си равнище и съответно БВП е най-близо до потенциалното равнище. За целта е изследвана динамиката на безработицата и инфлацията в България за периода 01.2000 – 12.2013 г.

Фигура 1
Динамика на равнището на безработица⁶ и инфлация⁷ в България за периода януари 2000 – декември 2013 г.



Както се вижда от фиг. 1, за периода 06.2001 – 11.2008 г. съществува тенденция към намаление на равнището на безработица. За изследвания период, безработицата в България има най-високо равнище през 05 и 06.2001 г. (19.9%), а най-ниско – през 11.2008 г. (5.2%). През 07.2007 г. равнището на инфлацията достига стойност 5.5%, което съответства на 7% равнище на безработица за същия период. От 08.2007 г. инфлацията в България започва бързо да нараства и през 09 и 10.2008 г. достига максималната си стойност за периода – 12.6%. Като един от основните фактори за бързото ѝ покачване през периода 08.2007 – 10.2008 г. може да се посочи значителното намаляване на равнището на безработица за този период. През 08.2007 г. нормата на безработица е 6.9%, а през 10.2008 г. достига 5.3%. През 01.2008 г. равнището на инфлацията достига 8% (т.е. приблизително същата стойност, както при локалния максимум през 07.2006 г., когато инфлацията е 8.2%), а нормата на безработица е 6.1%. През 02.2008 г. инфлацията вече е 8.6% и през следващите месеци бързо нараства. (Равнището на безработица през 02.2008 г. е 6%.) За периода 09, 10, 11. 2008 г. на най-ниското равнище на безработица (5.2-5.4%) съответства най-

⁶ Unemployment rate by sex and age groups - monthly average, % (Seasonally adjusted data), (age 15-74), Eurostat, <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/>.

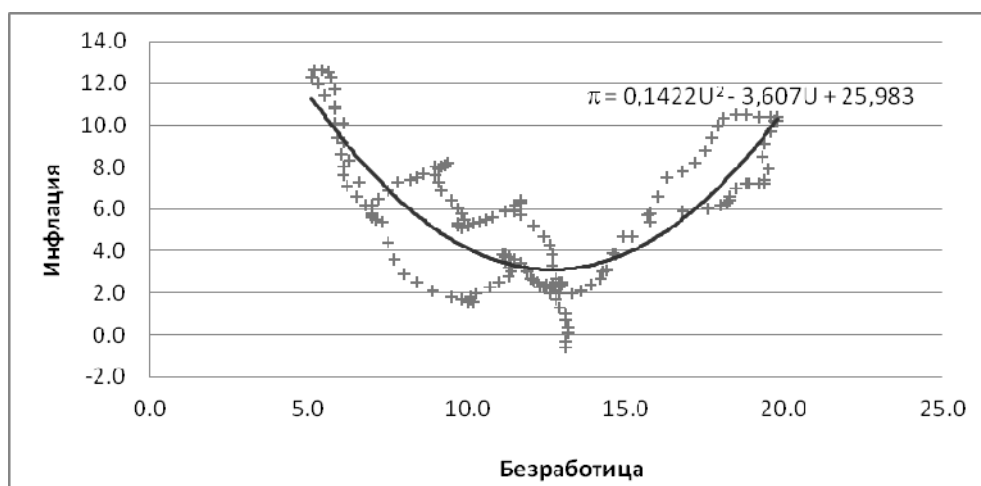
⁷ Harmonized Indices of Consumer Prices (2005 = 100) – monthly data (12-month average rate of change), Eurostat, <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/>.

високото равнище на инфлация в България (12.3-12.6%). Следователно може да се приеме, че една от причините за повишаването на инфлацията през този период е спадането на безработицата под естественото ѝ равнище. Това означава, че последното се колебае около и над 6%.

Този извод се потвърждава и от фиг. 2, на която е изобразена зависимостта между равнището на безработица и инфлация в България за периода 2000M01- 2014M03.

Фигура 2

Зависимост между равнището на безработица и инфлация в България за периода 2000M01-2014M03



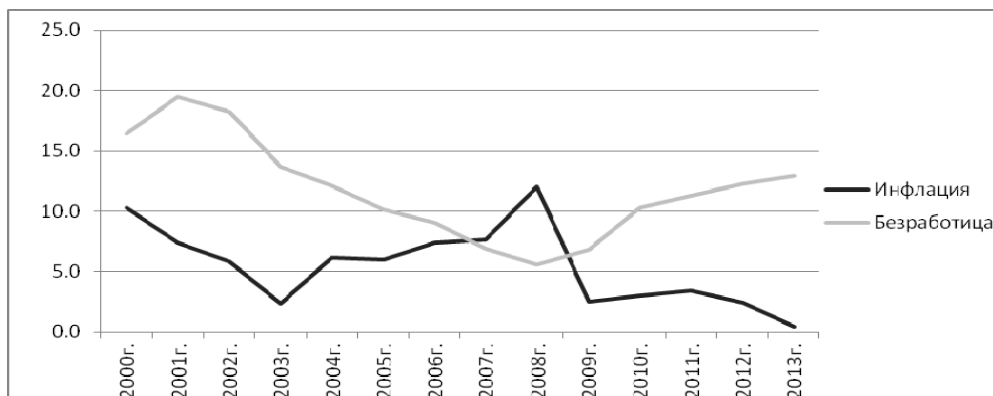
Както е видно от фиг. 2, когато равнището на безработица е около или под 6%, инфлацията значително нараства.

Получените резултати се потвърждават и от годишните данни за равнището на безработица и инфлация в България за периода 2000-2013 г. (вж. фиг. 3).

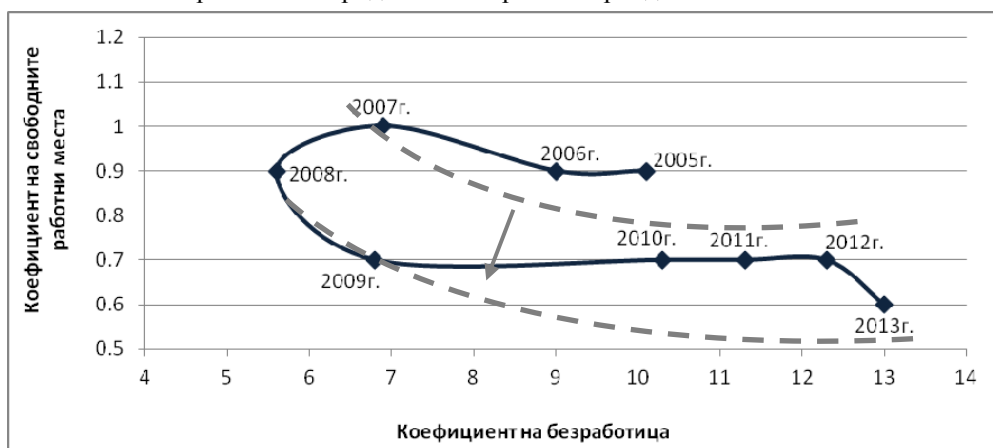
На фиг. 3 е показано, че през 2008 г. безработицата в България достига най-ниската стойност за изследвания период (5.6%), а инфлацията – най-високата стойност (12%). През 2008 г. равнището на безработица (5.6%) е по-ниско от средното в ЕС-27 (7%) и в Еврозоната-17 страни (7.5%). Следователно като една от причините за нарастването на инфлацията през 2008 г. може да се посочи спадането на безработицата под естественото ѝ равнище (6%).

Направените изводи се потвърждават и при анализа на кривата на Бевъридж. Тя теоретично е с отрицателен наклон и показва зависимостта между коефициента на безработица и коефициента на свободните работни места. Първият е един от основните индикатори за състоянието на пазара на труда, докато вторият коефициент отразява състоянието на икономиката и нагласите на бизнеса да създава или да закрива работни места (Дулевски, 2009).

Фигура 3
Динамика на равнището на безработица⁸ и инфлация⁹ в България за периода 2000-2013 г.



Фигура 4
Крива на Бевъридж за България за периода 2005-2013 г.



* Забележка: данните за 2013г. са предварителни.

Източник: Unemployment rate – annual data (age 15-74); Job vacancy statistics by occupation and NUTS 2 regions – annual data, NACE Rev. 1.1 (2000-2008); Job vacancy statistics by occupation and NUTS 2 regions – annual data, NACE Rev. 2 (from 2008 onwards); Eurostat, <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/>.

Както е видно от фиг. 4, в началото на периода трудовия пазар в България се характеризира с високи равнища на безработица и високи стойности на коефициента

⁸ Unemployment rate – annual data (age 15-74), Eurostat, <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/>.

⁹ HICP (2005 = 100) – annual data (average index and rate of change), Eurostat, <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/>.

на свободните работни места. Макар и с известни колебания, за периода 2005-2008 г. се наблюдава благоприятна тенденция към намаляване на равнището на безработица, съпроводено с нарастване и поддържане на сравнително високи стойности на коефициента на свободните работни места. През 2008 г. е налице най-ефективно съгласуване между търсенето и предлагането на труд, тъй като през този период най-ниското равнище на безработица се съчетава със сравнително висока стойност на коефициента на свободните работни места. Следователно през 2008 г. равнището на безработицата е най-близко до естественото равнище. От 2009 до 2012 г. нарастването ѝ, в резултат от неблагоприятното влияние на финансово-икономическата криза, е съпроводено с постоянна, неизменна стойност на коефициента на свободните работни места. През 2013 г. увеличаването на безработицата очаквано води до намаляване на свободните работни места.

Наблюдава се изместване на позицията на кривата на Бевъридж за периода 2008-2013 г. спрямо периода 2005-2007 г., както е показано на фиг. 4. Това изместване най-вероятно се дължи на нарастване на темпото на съкращение на работни места в резултат от влиянието на кризата и отразява преобладаващите негативни очаквания от страна на работодателите. Например през определени периоди (през 2009 спрямо 2007 г. и през 2010 спрямо 2005 г.) равнището на безработица е приблизително едно и също, но стойността на коефициента на свободните работни места намалява.

Динамиката на естественото равнище на безработица до голяма степен зависи от динамиката на структурната безработица. За да се изследва последната в България, при построяването на кривата на Бевъридж на фиг. 5 е използван малко по-различен подход.¹⁰ В този случай коефициентът на свободните работни места е заменен с показател, измерващ недостига на подходяща за фирмите работна сила (процент от индустриалните предприятия, определящи недостига на работна сила като фактор, ограничаващ производството). Увеличаването или намаляване на броя на свободните работни места при даден процент на безработицата е показател за структурни промени на пазара на труда.

Ако нарастването на недостига на работна сила е съпътствано с увеличаване на равнището на безработица, то това е признак за нарастване на структурната безработица. Повишаването на броя на свободните работни места, придружен с увеличаваща се безработица, показва, че работодателите изпитват затруднения да открият подходящата работна сила, въпреки голямото наличие на безработни. Подобна тенденция се наблюдава в нашата страна за периодите 2000Q1-2001Q2 и 2009Q4-2014Q2 (вж. фиг. 5). Причините за наблюдаваната негативна тенденция през първия период вероятно са свързани с несъответствието между изискванията на работодателите и характеристиките на безработните, неефективността по отношение на координацията на предлагането и търсенето на трудовия пазар (неефективност на matching-процеса – вж. Франц, 1996, с. 219-224) и др.

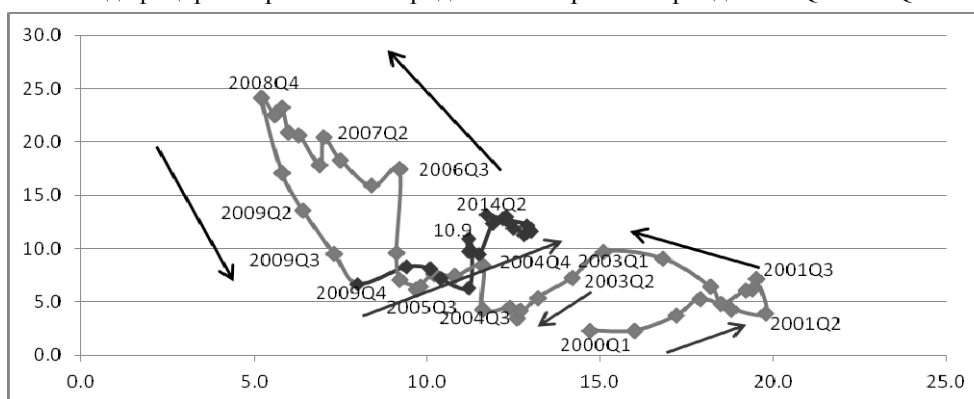
Могат да се посочат няколко основни причини за наблюдаваната негативна тенденция през втория посочен период: финасово-икономическата криза засяга най-

¹⁰ European Commission, Employment and Social Developments in Europe 2013, <http://ec.europa.eu/social/BlobServlet?docId=11365&langId=en>, pp. 37-38.

много определени сектори, като например строителство, промишленост, операции с недвижими имоти и др. Уменията на работниците, които са използвани, за да бъдат заети в тези сектори не могат лесно да бъдат прехвърляни в другите по-малко засегнати сектори. Този проблем се засилва от по-ниската гъвкавост и адаптивност на работната сила в България към променящите се условия. Друго обяснение е свързано с голямото увеличение на дългосрочната безработица през последните няколко години, което води до загуба на квалификация и влошаване на трудовите умения на работниците и служителите. Като следваща причина може да се посочи наличието на хистерезис на пазара на труда за периода (вж. също фиг. 14).

Фигура 5

Модифицирана крива на Бевъридж за България за периода 2000Q1-2014Q2



Източник: Business surveys, Industry – quarterly data, Factors limiting the production – Labour (Seasonally adjusted data); Unemployment rate by sex and age groups – quarterly average, % (15-74) (Seasonally adjusted data); Eurostat, <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/>.

Ако намаляването на недостига на работна сила е свързано с понижаване равнището на безработица, то това е признак за намаляване на структурната безработица. Подобна положителна тенденция се наблюдава в нашата страна за периода 2003Q1-2004Q3 (вж. фиг. 5).

Равнището на безработицата през периода 2000Q1-2001Q3 нараства с 4.7 процентни пункта, през 2003Q1-2004Q3 намалява с 3.5 процентни пункта, а през 2009Q4-2014Q2 нараства с 3.7 процентни пункта. Ако се предположи, че промяната на равнището на безработица за посочените периоди се дължи в определена степен (например 50%) на изменението на структурната безработица, то за периода 2000Q1-2001Q3 тя нараства с 2.4 процентни пункта, за периода 2003Q1-2004Q3 намалява с 1.8 процентни пункта, а за периода 2009Q4-2014Q2 нараства с 1.9 процентни пункта.

През останалите периоди (2004Q4-2009Q3) равнището на структурната безработица е сравнително постоянно, т.е. естественото равнище на безработица също би трябвало да е постоянно и да е около 6%. Оттук може да се направи извода, че за периода 2009Q4-2014Q2 естественото равнище на безработица нараства с 1.9 процентни

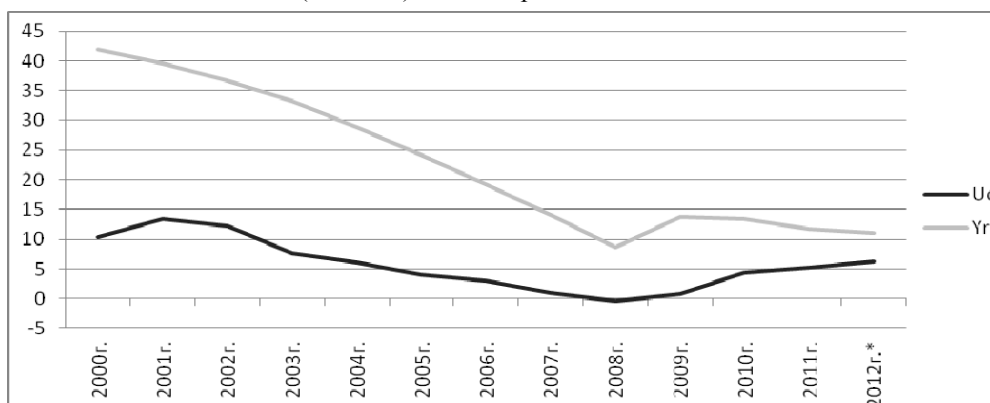
пункта спрямо предходния период, т.е. достига стойност около 7.9%. Естественото равнище на безработица за периода 2001Q4-2002Q4 е с 1.8 процентни пункта по-високо спрямо следващия период, т.е. достига около 7.8%. Естественото равнище на безработица в началото на изследвания период (2000Q1) е с 2.4 процентни пункта по-ниско спрямо следващия период (2001Q4-2002Q4), т.е. около 5.4%.

Тъй като през четвъртото тримесечие на 2008 г. безработицата достига най-ниските си равнища, а инфлацията – най-високите, то за този период съвкупното производство е близо или над потенциалното си равнище. През четвъртото тримесечие на 2008 г., стойността на БВП е 15088.372464 млн. лв. (по цени на 2005 г.).¹¹ Следователно тримесечната стойност на потенциалния БВП може да се оцени приблизително на 15 000 млн. лв. (по цени на 2005 г.), а годишната му стойност е приблизително 60 000 млн. лв. (по цени на 2005 г.).

Най-напред проверката за валидността на закона на Оукън, изразяващ се чрез формула (1) е извършена, като са използвани годишните данни за реалния БВП (по цени на 2005 г.) и за равнището на безработица в България за периода 2000-2012 г. Изчислени са базисните темпове на БВП и равнището на безработица, като за база са използвани оценените показатели за естественото ѝ равнище (6%) и годишната стойност на потенциалния БВП (60 000 млн. лв.) за 2008 г. По този начин са определени цикличната безработица $U_c = U - U_n = U - 6$, разливът в БВП ($Y_p - Y$), както и темпът на прираст на БВП $Y_r = (Y_p - Y) \cdot 100 / Y_p = (60000 - Y) / 600$ (вж. фиг. 6).

Фигура 6

Съпоставка между цикличната безработица $U_c = U - 6$ и темпа на прираст на БВП $Y_r = (60000 - Y) / 600$ за периода 2000-2012 г.



* Забележка: данните за БВП за 2012 г. са предварителни.

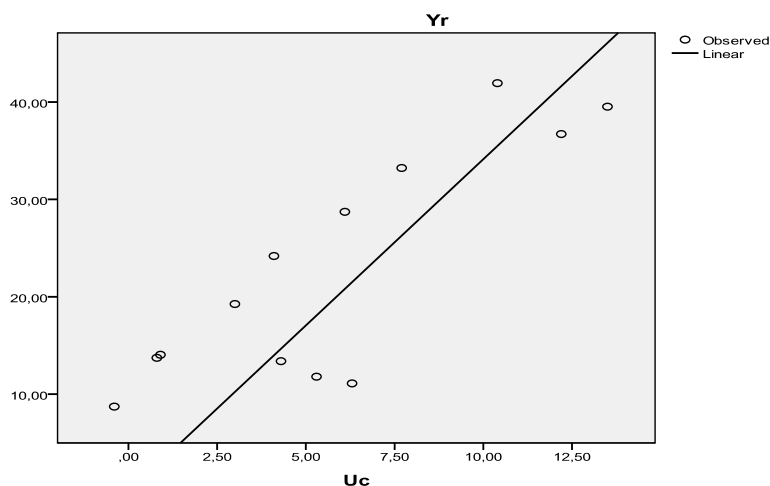
Източник: Национален статистически институт, Икономическа статистика, Макроикономическа статистика, <http://www.nsi.bg>, Unemployment rate – annual data (age 15-74), Eurostat, <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/>.

¹¹ Национален статистически институт, Икономическа статистика, Макроикономическа статистика, <http://www.nsi.bg>.

За да бъде избран най-подходящия модел, чрез който може да се опише зависимостта между величините Y_t и U_c , е направена оценка на линейния и квадратичния модел с помощта на процедурата Curve Estimation на софтуерния пакет IBM SPSS Statistics.¹² При анализите е заложена вероятност за грешка от първи род в размер $\alpha=0.05$. Различните модели са сравнени според стойността на коефициента на детерминация (обяснителната част). Съгласно получените резултати, стойността на коефициента на детерминация при линейния модел е 0.894, а при квадратичния модел – 0.907. F-статистиката показва, че обяснените от линейния и квадратичния модел общи вариации са значими, т.е. равнищата на значимост са със стойност $Sig.<0.05$ (Стойков, Цанов, 2010, с. 89). Понеже разликата между стойностите на коефициента на детерминация за линейния и квадратичния модел е равна на 0.013, т.е. по-малка е от 0.1, то като най-адекватен е избран линейният модел (Мишев, Гоев, 2010).

Фигура 7

Линеен модел на зависимост между величините Y_t и U_c (годишни данни)



За целите на изследването е разгледано следното регресионно уравнение, включващо годишните данни за периода 2000-2012 г.:

$$Y_t = \beta_1 U_c + \varepsilon_t,$$

където β_1 е регресионен коефициент, $t=1,2,3,\dots,13$ (брой години), ε -грешка. С помощта на статистическия софтуерен пакет SPSS се получават следните резултати: коефициентът на корелация (R) е равен на 0.945; коефициента на детерминация (R Square) е 0.894; $\beta_1=3.412$ (равнище на значимост $Sig.=0.000$). Съгласно F-критерия на Фишер, линейният регресионен модел е статистически значим (равнището на значимост е със стойност $Sig.=0,000<\alpha=0.05$). На следващия етап от изследването е

¹² Във формулите, описващи различните модели, константата (свободният член) не е включена, т.е. прието е, че тя е равна на нула. Причината за това е, че при $U_c=0$ следва да имаме: $Y_t=0$.

извършена проверка за наличие на автокорелация в остатъчните компоненти (Стойков, Цанов, 2010, с. 129-145). Тъй като дължината на динамичния ред е по-малка от 15 члена, то следва да се използва коефициента на Нойман (Мишев, Гоев, 2010, с. 216). Числовата стойност на този коефициент е равна на $k=N.d/(N-1)=13.0577/12=0.625$, където d е предоставения от SPSS коефициент на Дърбин-Уотсън, а N е дължината на реда. При сравнение на емпиричните с теоретичните стойности (при съответна дължина на реда и грешка от първи род 0.05) се установява наличието на автокорелация, защото $k < k'$, ($k'=0.9336$; $k''=1.2521$).

За отстраняване на автокорелацията е построен нов регресионен модел, в който времето е въведено като независима променлива. Този метод се основава на теоремата FWL (Frisch-Waugh-Lovell), съгласно която регресионен модел, който описва зависимостта между двете променливи и включва и времето като независима променлива, съответства на модел, изразяващ зависимостта между остатъчните елементи на двете променливи около трендовите линии (Мишев, Гоев, 2010). За целите на изследването е разгледано следното регресионно уравнение:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 U_c + \beta_2 t + \varepsilon_t$$

където β_0 , β_1 , β_2 са регресионни коефициенти. Параметърът β_2 пред фактора време t изразява изменението, което настъпва във величината Y_t с течение на времето в резултат от комплексното въздействие на всички фактори, които не са включени в модела, при условие, че факторът U_c не се изменя. С помощта на статистическия софтуерен пакет SPSS се получават резултатите, посочени в табл. 1.

Таблица 1

Получени резултати от извършения регресионния анализ за променливите Y_t , t , U_c
(годишни данни)

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.989 ^a	.979	.975	1.89188

a. Predictors: (Constant), U_c , t

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	31.300	2.136		14.653	.000
	U_c	1.078	.168	.393	6.426	.000
	t	-2.093	.187	-.685	-11.197	.000

a. Dependent Variable: Y_t

Забележка: Изчисленията са извършени с помощта на софтуерния продукт IBM SPSS Statistics 19.

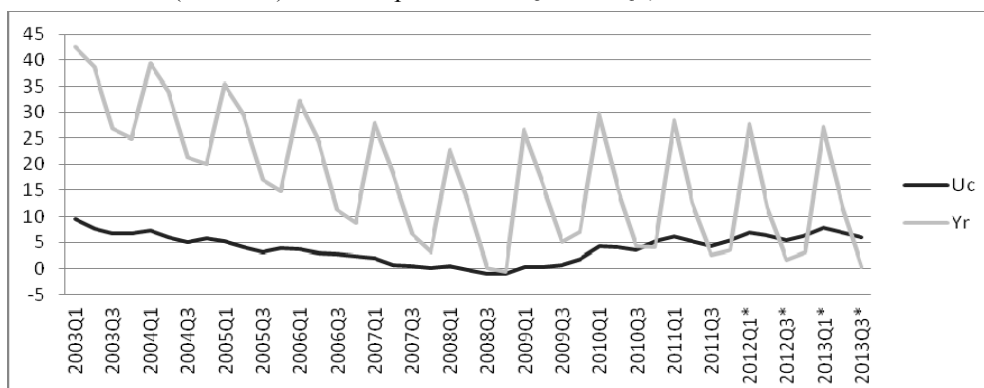
Източник: Национален статистически институт, Eurostat.

Съгласно F-критерия, линейният регресионен модел е статистически значим (равнището на значимост е със стойност $Sig.=0.000 < \alpha=0.05$). Регресионните коефициенти са статистически значими, тъй като техните равнища на значимост са

равни на $Sig.=0.000$ и са по-малки от грешката $\alpha=0.05$. Тълкуването на коефициентите на регресионното уравнение показва, че при увеличаване на цикличната безработица U_c с един процентен пункт и нарастване на фактора време с единица, реалният БВП расте с 1.015% спрямо потенциалния БВП ($-1.015=1.078-2.093$). Съгласно разглежданият модел, ако цикличната безработица U_c се увеличи с 1 процентен пункт, то в резултат от това реалният БВП ще намалее с 1.078% спрямо потенциалния БВП ($\beta_1=1.078$). Влиянието на другите фактори, които не са свързани с равнището на цикличната безработица (и които са включени в променливата t), води до нарастване на БВП спрямо потенциалния БВП с 2.093% ($\beta_2=2.093$). Следователно за стойността на коефициента на Оукън за периода 2000-2012 г. се получава 1.078.

Проверката за валидността на закона на Оукън, изразяващ се чрез формула (1) е извършена и по отношение на тримесечните данни за реалния БВП (по цени на 2005 г.) и за равнището на безработица в България за периода 2003Q1-2013Q3. Получените резултати за цикличната безработица $U_c=U-U_n=U-6$ и за темпа на прираст на БВП $Y_r=(Y_p-Y)/100$ за периода 2003Q1-2013Q3 са представени на фиг. 8.

Фигура 8
Съпоставка между цикличната безработица $U_c=U-6$ и темпа на прираст на БВП $Y_r=(15000-Y)/150$ за периода 2003Q1-2013Q3, по данни на НСИ



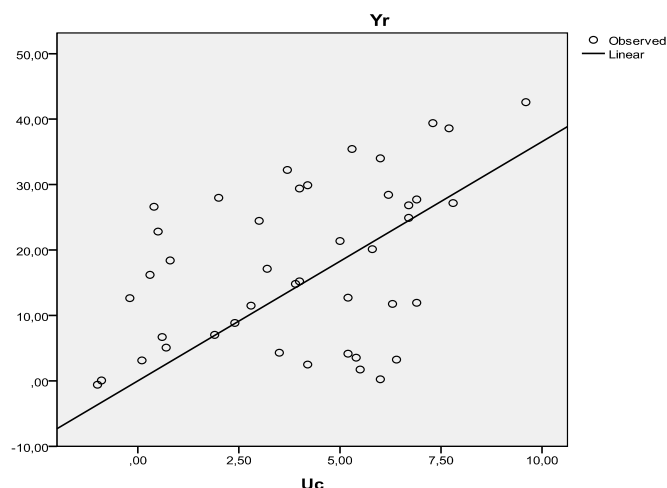
* Забележка: данните за БВП за периода 2012Q1-2013Q3 са предварителни.

Източник: Национален статистически институт, Икономическа статистика (Макроикономическа статистика, Пазар на труда), <http://www.nsi.bg>.

С помощта на софтуерния пакет SPSS е направена оценка на линейния и квадратичния модел, описващи зависимостта между величините Y_r и U_c (константата не е включена в моделите). Съгласно получените резултати, стойността на коефициента на детерминация при линейния модел е 0.680, а при квадратичния – 0.681. F-статистиката показва, че двата модела са статистически значими (равнището на значимост е със стойност $Sig.<0.05$). Понеже разликата между стойностите на коефициента на детерминация за двата модела е равна на 0,001, т.е по-малка е от 0.1, то като най-адекватен е избран линейният модел (фиг. 9).

Фигура 9

Линеен модел, описващ зависимостта между величините Y_t и U_c (тримесечни данни)



Линейният регресионен модел се описва чрез следното уравнение, включващо тримесечните данни за периода 2003Q1-2013Q3:

$$Y_t = \beta_1 U_c + \varepsilon_t,$$

където β_1 е регресионен коефициент, $t=1,2,3,\dots,43$ (брой тримесечия), ε -грешка. С помощта на статистическия софтуерен пакет SPSS се получават следните резултати: коефициентът на корелация (R) е равен на 0.824; коефициента на детерминация (R Square) – 0.680; $\beta_1=3.655$ (равнище на значимост $Sig.=0.000$). Числовата стойност на коефициента на Дърбин-Уотсън е равна на $d=0.858$. При сравнение на емпиричните с теоретичните стойности се установява наличието на автокорелация, понеже $d < d_L$.

За отстраняване на автокорелацията е построен нов регресионен модел, в който времето е въведено като независима променлива. За целите на изследването е разглеждано следното регресионно уравнение:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 U_c + \beta_2 t + \varepsilon_t.$$

С помощта на статистическия софтуерен пакет SPSS се получават резултатите, посочени в табл. 2.

Съгласно F-критерия, линейният регресионен модел е статистически значим (равнището на значимост е със стойност $Sig.=0.000 < \alpha=0.05$). Регресионните коефициенти също са статистически значими. Тълкуването на коефициентите на регресионното уравнение показва, че при увеличаване на цикличната безработица U_c с един процентен пункт и нарастване на фактора време с единица, реалният БВП намалява с 1.41% спрямо потенциалния БВП ($1.41=1.982-0.572$). Съгласно разглежданият модел, ако цикличната безработица U_c се увеличи с 1 процентен

пункт, то в резултат от това реалният БВП ще намалее с 1.982% спрямо потенциалния БВП ($\beta_1=1.982$). Влиянието на другите фактори, които не са свързани с равнището на цикличната безработица (и които са включени в променливата t), води до нарастване на БВП спрямо потенциалния БВП с 0.572% ($\beta_1=-0.572$). Следователно за стойността на коефициента на Оукън за периода 2003Q1-2013Q3 се получава 1.982.

Таблица 2

Получени резултати от извършения регресионния анализ за променливите Y_r , t , U_c
(тримесечни данни)

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.734 ^a	.539	.516	8.57840

a. Predictors: (Constant), U_c , t

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	22.145	3.338		6.634	.000
	U_c	1.982	.490	.434	4.045	.000
	t	-.572	.105	-.582	-5.423	.000

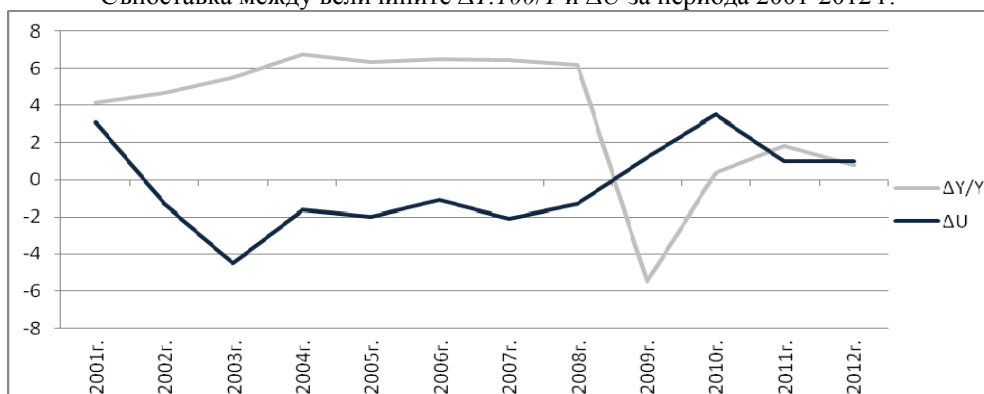
a. Dependent Variable: Y_r

Забележка: Изчисленията са извършени с помощта на софтуерния продукт IBM SPSS Statistics 19.

Източник: Национален статистически институт.

Фигура 10

Съпоставка между величините $\Delta Y_{100}/Y$ и ΔU за периода 2001-2012 г.



Източник: Национален статистически институт, Икономическа статистика, Макроикономическа статистика, <http://www.nsi.bg>; Unemployment rate – annual data (age 15-74), Eurostat, <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/>.

Проверката за валидността на закона на Оукън, изразяващ се чрез формула (2) най-напред е извършена, като са използвани годишните данни за реалния БВП (по цени

на 2005 г.) и за равнището на безработица в България за периода 2000-2012 г. Разликите на величините (т.е. ΔY , ΔU) са спрямо предходната година.

С помощта на софтуера SPSS е направена оценка на линейния и квадратичния модел, описващи зависимостта между величините $\Delta Y.100/Y$ и ΔU . Съгласно получените резултати, стойността на коефициента на детерминация при линейния и квадратичния модел е 0.373. F-статистиката показва, че линейният модел е статистически значим ($Sig.<0.05$), а квадратичния модел е статистически незначим ($Sig.>0.05$). Като най-адекватен е избран линейният модел (фиг. 11).

Фигура 11

Линеен регресионен модел, описващ зависимостта между величините $\Delta Y.100/Y$ (VAR2) и ΔU (VAR1), годишни данни

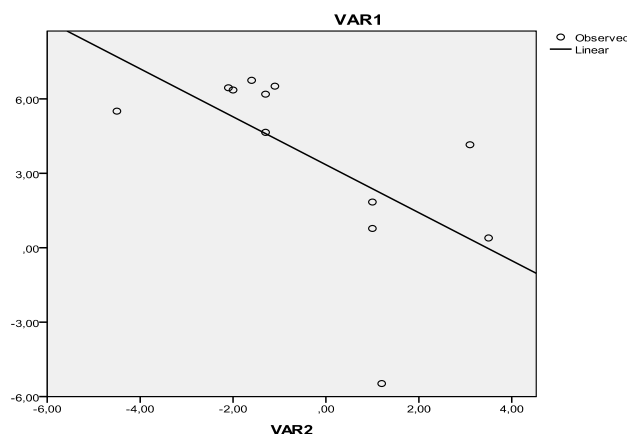


Таблица 3

Получени резултати от извършения регресионния анализ за променливите $\Delta Y.100/Y$ и ΔU (годишни данни).

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	.611 ^a	.373	.311	3.06123	2.045

a. Predictors: (Constant), ΔU

b. Dependent Variable: $\Delta Y.100/Y$

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	3.344	.894		3.741	.004
	ΔU	-.967	.396	-.611	-2.441	.035

a. Dependent Variable: $\Delta Y.100/Y$

Забележка: Изчисленията са извършени с помощта на софтуерния продукт IBM SPSS Statistics 19.

Източник: Национален статистически институт, Eurostat.

Следователно зависимостта между величините $\Delta Y.100/Y$ и ΔU се описва чрез следното регресионно уравнение:

$$\frac{\Delta Y}{Y} \cdot 100 = 3,344 - 0,967 \Delta U + \varepsilon_t.$$

Числовата стойност на коефициента на Нойман е равна на $k=N.d/(N-1)=12$, $2.045/11=2.231$. При сравнение на емпиричните с теоретичните стойности не се установява наличието на автокорелация, защото $k' < k < k''$, ($k'=1.2301$; $k''=3.4603$).

Както се вижда от табл. 3, регресионните коефициенти β_0 и β_1 са статистически значими. Тълкуването на коефициентите на регресионното уравнение показва, че при увеличаване на показателя „коефициент на безработица” с 1 процентен пункт спрямо предходната година, реалният БВП намалява спрямо предходната година с 0.967% ($\beta_1=-0.967$). Следователно за разглеждания период (2001-2009 г.) стойността на коефициента на Оукън е равна на 0.967.

Съгласно получените резултати, за да не се допусне увеличаване на безработицата е необходимо реалният БВП да нараства спрямо предходната година с $\beta_0=3.344\%$. (Ясно е, че $\beta_0=k$ – вж. формула (2).) Действително, ако положим $\Delta U=0$, то съгласно полученото регресионно уравнение ще имаме: $\Delta Y.100/Y=3.344$, т.е. в този случай темпът на прираст на реалния БВП спрямо предходната година ще бъде равен на 3.344%.

За проверка на закона на Оукън, изразяващ се чрез формула (2) са използвани и тримесечните данни за реалния БВП (по цени на 2005 г.) и за равнището на безработица в България за периода 2003Q1-2013Q3. Разликите на величините (т.е. ΔY , ΔU) са спрямо съответното тримесечие на предходната година.

Фигура 12
Съпоставка между величините $\Delta Y.100/Y$ и ΔU за периода 2004Q1-2013Q3, по данни на НСИ



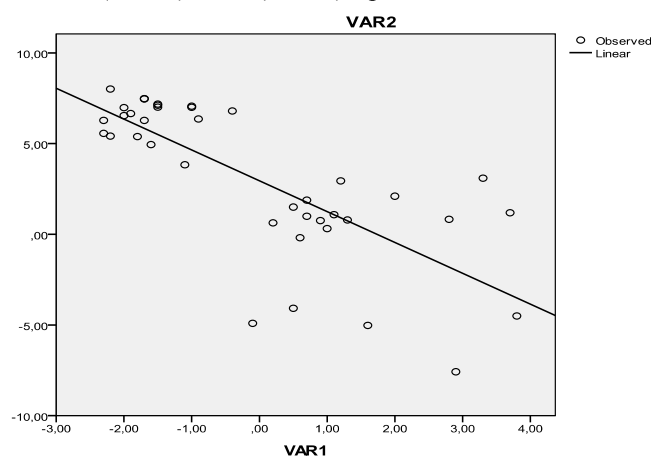
* Забележка: данните за БВП за периода 2012Q1-2013Q3 са предварителни.

Източник: Национален статистически институт, Икономическа статистика (Макроикономическа статистика, Пазар на труда), <http://www.nsi.bg>.

С помощта на софтуера SPSS е направена оценка на линейния и квадратичния модел, описващи зависимостта между величините $\Delta Y.100/Y$ и ΔU . Съгласно получените резултати, стойността на коефициента на детерминация при линейния модел е 0.558, а при квадратичния модел – 0.597. F-статистиката показва, че двата модела са статистически значими ($Sig.<0.05$). Като най-адекватен е избран линейният модел (фиг. 13).

Фигура 13

Линеен регресионен модел, описващ зависимостта между величините $\Delta Y.100/Y$ (VAR2) и ΔU (VAR1), тримесечни данни



Линейният регресионен модел се описва чрез следното уравнение, включващо тримесечните данни за периода 2004Q1-2013Q3:

$$\frac{\Delta Y}{Y} \cdot 100 = \beta_0 + \beta_1 \Delta U + \varepsilon_t$$

където β_0 и β_1 са регресионни коефициенти, $t=1,2,3,\dots,39$ (брой тримесечия), ε -грешка. С помощта на статистическия софтуерен пакет SPSS се получават следните резултати: коефициентът на корелация (R) е равен на 0.747; коефициента на детерминация (R^2) – 0.558; $\beta_0=2.951$ (равнище на значимост $Sig.=0.000$); $\beta_1=-1.701$ (равнище на значимост $Sig.=0.000$). Числовата стойност на коефициента на Дърбин-Уотсън е равна на $d=0.675$. При сравнение на емпиричните с теоретичните стойности се установява наличието на автокорелация, понеже $d < d_L$.

За отстраняване на автокорелацията е построен нов регресионен модел, в който времето е въведено като независима променлива:

$$\frac{\Delta Y}{Y} \cdot 100 = \beta_0 + \beta_1 \Delta U + \beta_2 t + \varepsilon_t$$

С помощта на статистическия софтуерен пакет SPSS се получават резултатите, посочени в табл. 4.

Таблица 4

Получени резултати от извършения регресионния анализ за променливите $\Delta Y.100/Y$, t , ΔU (тримесечни данни)

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.760 ^a	.577	.554	2.77826

a. Predictors: (Constant), t , ΔU

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
	(Constant)	4.409	1.222		3.607	.001
1	ΔU	-1.386	.348	-.609	-3.981	.000
	t	-.071	.056	-.196	-1.281	.208

a. Dependent Variable: $\Delta Y.100/Y$

Забележка: Изчисленията са извършени с помощта на софтуерния продукт IBM SPSS Statistics 19.

Източник: Национален статистически институт.

Съгласно F-критерия, линейният регресионен модел е статистически значим. Както е видно от табл. 4, регресионните коефициенти β_0 и β_1 са статистически значими, но регресионният коефициент β_2 не е статистически значим (равнището на значимост е равно на $Sig.=0.208$ и е по-голямо от грешката $\alpha=0.05$). Тълкуването на коефициентите на регресионното уравнение показва, че ако показателят „коефициент на безработица” се увеличи с 1 процентен пункт спрямо съответното тримесечие на предходната година, то в резултат от това реалният тримесечен БВП ще намалее спрямо съответното тримесечие на предходната година с 1.386% ($\beta_1=-1.386$). Следователно за разглеждания период (2004Q1-2013Q3), стойността на коефициента на Оукън е равна на 1.386.

Съгласно получените резултати, за да не се допусне увеличаване на безработицата е необходимо реалният тримесечен БВП да нараства спрямо съответното тримесечие на предходната година с до 4.409%. (Ако положим $\Delta U=0$, то съгласно полученото регресионно уравнение ще имаме: $\Delta Y.100/Y=4.409-0.071t$, следователно $\Delta Y.100/Y<4.409$.)

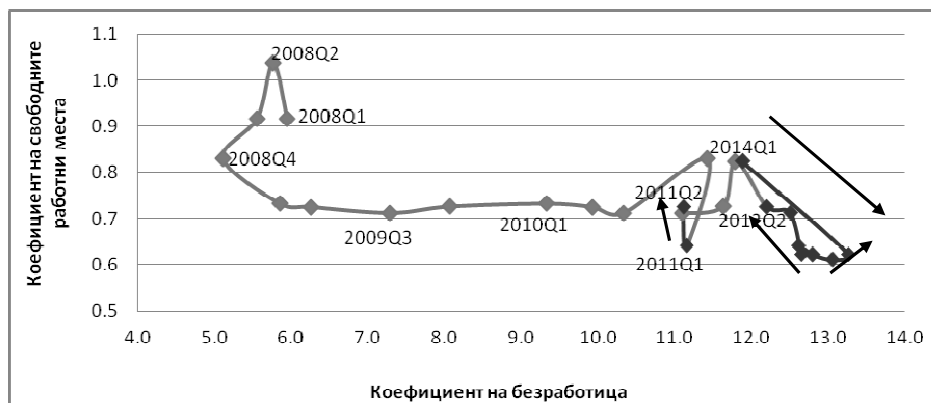
При анализа на състоянието на пазара на труда и по-конкретно на заетостта и безработицата в България, трябва да се отчита влиянието на хистерезиса. Последният се проявява в българската икономика като следствие от негативното влияние на глобалната икономическа криза. Последиците от нея върху българската икономика са свързани с влошаването на всички важни икономически показатели – спад на БВП и на производителността на труда, понижаване на общия показател за бизнес климата в страната, намаление на преките чуждестранни инвестиции, спад на износа, намаление на приходите от продажби във вътрешната търговия, ограничаване на

кредитната активност на банките, повишение на безработицата, ограничени държавни разходи и др. Финансовата и икономическата криза оказва негативно влияние върху трудовите пазари. Една от най-характерните последици върху тези пазари на страните-членки на ЕС, вкл. и България, е намалението на заетостта и увеличаване на безработицата. Констатирано се изключително сериозни проблеми, свързани с безработицата при младежите и дългосрочно безработните лица и като последица от това – дисквалификация на работната сила. Не по-маловажна последица от икономическата криза са негативните очаквания, които въпреки че са трудно измерим психологически фактор, се превръщат в деструктивна икономическа сила, когато обхванат голяма част от хората (работодатели и заети лица). Поради бавното възстановяване на българската икономика, както и поради наличието на хистерезис, безработицата в България се задържа за дълъг период (2010-2014 г.) на високо равнище. Коефициентът на безработица в страната през 12.2013 г. (13.1%) е много над равнището, което е достигнато през 2008 г. и не се наблюдава тенденция към връщане на текущото равнище на безработицата към равновесните (естествени) стойности (виж фиг. 1 и 2). Ефектът на хистерезис се свързва с движението на кривата на Бевъридж през текущия период по нейната дължина, което води през следващия период до изместване на кривата надясно и нагоре, дължащо се на намаляващата вероятност за намиране на работа на дългосрочно безработните лица (Петков, 2011). Промяната се изразява в движение, обратно на часовниковата стрелка.

Както е видно от фиг. 14, през периодите 2011Q1-2011Q2 и 2012Q2- 2014Q1, в резултат от влиянието на финансовата и икономическа криза, се наблюдава ефекта на хистерезис. През посочените периоди безработицата намалява, докато равнището на свободните работни места нараства. (Наличието на хистерезис на пазара на труда в България за периода 2010-2011 г. се потвърждава и от други изследвания – Петков, 2011.) Една от основните причини за проявата на хистерезис е дългосрочната безработица и свързаната с това загуба на квалификация и умения за работа, влошаване на човешкия капитал, нежелание на работодателите да приемат на работа продължително безработни лица и др. Данните показват, че колкото по-дълго хората остава без работа, толкова по-малка е вероятността те да се върнат на работа. (Например, изследвайки пазара на труда в Белгия за периода 1998-2002 г., Sockx и Picchio (2013) установяват, че ако влизането на младите хора на пазара на труда се забави с една година, вероятността за намиране на работа през следващите две години намалява от 60 на 16% за мъжете и от 47 до 13% за жените.) Като се има предвид, че дългосрочната безработица в България през 2013 г. е на рекордно високо равнище (виж фиг. 15), ефекта на хистерезис е много по-силно изразен, отколкото в миналото. Пътят към възстановяване на кривата на Бевъридж е много различен от пътя, по който се е достигнало до крайното състояние.

Фигура 14

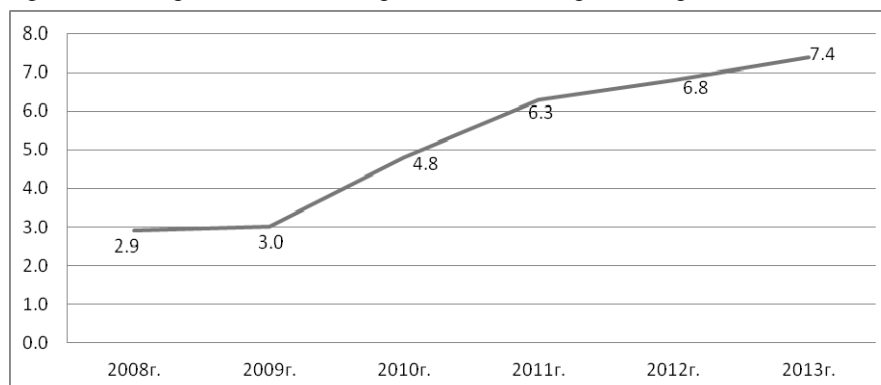
Крива на Бевъридж за България за периода 2008Q1-2014Q1¹³



Източник: Национален статистически институт, Пазар на труда, Краткосрочна статистика, Работни места и коефициент на свободните работни места – национално ниво; Пазар на труда, Наблюдение на работната сила, Коефициент на безработица (15 и повече навършени години) по тримесечия, <http://www.nsi.bg>.

Фигура 15

Коефициент на продължителна безработица в България за периода 2008г.-2013 г.¹⁴



¹³ За да се отстрани влиянието на сезонния фактор върху времевите редове, е приложен методът на отношенията на фактическите към изгладените стойности (мултипликативен модел; начин на осредняване за изглаждането на тренда – Endpoints weighted by 0.5). Чрез софтуерния продукт SPSS са получени променливите SAS (Seasonally adjusted series), представляващи сезонно коригираните времеве редове, изчистени от сезонни колебания и съдържащи само тренд и случайни колебания.

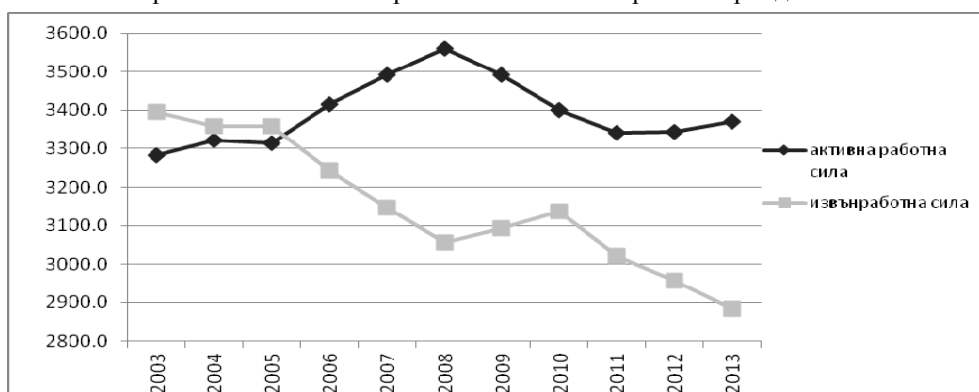
¹⁴ Показателят представлява относителен дял на продължително безработните лица (дванадесет месеца и повече) от икономически активното население – Национален статистически институт, Пазар на труда, Наблюдение на работната сила, Годишни данни, Коефициент на продължителна безработица по пол, <http://www.nsi.bg>.

Като други причини за проявата на хистерезис може да се посочат изтичането на таланти зад граница, негативните очаквания, липсата или неизползването на по-гъвкави форми на заетост и други несъвършенства на пазара на труда в България. Например по данни на Евростат¹⁵, през 2013 г. относителният дял на заетите лица, работещи при непълно работно време в България е най-нисък в сравнение с останалите европейски страни – 2.7%. Относителният дял на заетите лица, работещи на срочни трудови договори в България през 2013 г. е 5.6%. За сравнение, през 2013 г. тези показатели за Европейския съюз (ЕС-28) са съответно 20.3 и 13.8%.

Върху стойността на коефициента на Оукън влияние оказват множество фактори. Един от тях е прираста на работната сила и на производителността на труда. При нормални обществени, икономически, политически и други условия се приема, че ежегодно размерът на работната сила и нейната производителност се увеличават. Стойността на коефициента на Оукън ще намалява, ако прирастът на работната сила или увеличаването на нейната производителност се забавят (Спасов, 2008). Подобни тенденции се наблюдават през периода 2008-2010 г., като следствие от негативното влияние на световната икономическа и финансова криза върху състоянието на българската икономика. Това ясно се наблюдава на фиг. 15 и 16.

Фигура 16

Активна работна сила и извънработна сила в България за периода 2003-2013 г.



Източник: Национален статистически институт, Наблюдение на работната сила (лица на 15 и повече навършени години), <http://www.nsi.bg>.

От фиг. 16 е видно, че между измененията на стойностите на активната работна сила и на извънработната сила няма строга и еднозначна зависимост. Първата сила значително намалява за периода 2008-2011 г. (намаляването е с 219 хил. души), а за периода 2011-2013 г. се увеличава, но в значително по-малка степен (увеличението е с 29.8 хил. души). Извънработната сила расте през 2010 г. спрямо 2008 г. с 80.3 хил.

¹⁵ Eurostat, Persons employed part-time – Total, % of total employment; Temporary employees as percentage of the total number of employees, by sex and age (%), (From 15 to 64 years) <http://epp.eurostat.ec.europa.eu>.

души, но за периода 2010-2013 г. се наблюдава тенденция към намаление на този показател, като то е значително (с 253.4 хил. души). Това намаление обаче за периода 2010-2013 г. всъщност не е довело до голямо нарастване на активната работна сила за посочения период.

Фигура 17

БВП на един зает. Индекс на физически обем (съответния период на предходната година = 100, %)



* Данните за периода Q1'2012-Q4'2013 са предварителни.

Източник: Национален статистически институт, Макроикономическа статистика, Годишни данни, Производителност на труда- национално равнище, <http://www.nsi.bg>.

Както е видно от фиг. 17, през 2009 и 2013 г. се наблюдават тенденции към значително намаление на производителността на труда, измерена като БВП на един зает.

Друг важен фактор, който оказва влияние върху спецификата на зависимостта между съвкупното производство и равнището на безработица е големият относителен дял на скритата икономика в България. Този проблем има две измерения. Поради неотчитане от страна на част от фирмите на пълния обем на произвежданите стоки или сключваните сделки се занижава величината на действително създадения БВП. Същевременно поради затрудненията, които изпитват част от български домакинства, относителният дял на извършваните от тях непазарни производствени дейности (различни форми на домашно производство, ремонти и др.) е относително висок. Оценките за размера на скритата икономика в България от 1990 г. до сега варират между 16 и 38% от БВП^{16,17} (вж. също Belev, 2002; Feige, Urban, 2007; Schneider, 2006). Според различни оценки размерът на скритата икономика в страната за периода 2007-2008 г. е между 20 и 35% от БВП, а някои сектори като строителството и недвижимите имоти отчитат пред държавата по-малко от 50% от

¹⁶ Център за изследване на демокрацията (2011). Динамика на скритата икономика в България по време на криза, <http://www.csd.bg/>.

¹⁷ Център за изследване на демокрацията (2004). Скритата икономика в България, <http://www.csd.bg/>.

реалната стойност на извършените сделки.¹⁸ Направените социологически проучвания сред населението и бизнеса на извадков принцип, показват дори още по-високи равнища на скритата икономика – над 50-60% от съответния бизнес.¹⁹

Другото измерение на този проблем, който оказва влияние върху спецификата на изследваните зависимости, е свързано с високия относителен дял на скритата заетост в България. Например според проучване на Центъра за изследване на демокрацията²⁰, през 2013 г. относителният дял на лицата, работещи на основна работа без сключен трудов договор е 4%, а на лицата, работещи на допълнителна работа без сключен трудов договор е 32.2%. За сравнение тези показатели през 2003 г. са съответно 6 и 77.4%, през 2008 г. са съответно 5.6 и 51.5%, а през 2012 г. – 3 и 29%.

Високият относителен дял на скритата икономика в България води до изкривяване на съществуващата зависимост между съвкупното производство и равнището на безработица и съответно до промяна в стойността на коефициента на Оукън.

Върху конкретната количествена зависимост между съвкупното производство и равнището на безработица (и съответно върху коефициента на Оукън) влияние оказват и промените в структурата на безработицата по степен на образование и по професионален признак. Световната финансово-икономическа криза се отразява изключително неблагоприятно върху образователната и професионално-квалификационната структура на безработните лица. Най-силно и негативно е нейното влияние върху групите от най-образовани и най-висококвалифицирани безработни лица.

Таблица 5
Относителен дял на безработните лица по степен на образование за периода 2008-2013 г.

Степени на образование	2008 г.	2009 г.	2010 г.	2011 г.	2012 г.	2013 г.
Висше	10.0	10.8	11.1	11.8	12.6	13.8
Средно	47.5	53.1	56.5	55.8	57.2	56.3
Основно	31.6	27.4	24.3	24.0	22.4	22.6
Начално и по-ниско	10.9	8.7	8.1	8.3	7.9	7.3

Източник: Национален статистически институт, Пазар на труда, Безработни лица и коефициенти на безработица на населението на 15-64 навършени години, <http://www.nsi.bg>.

Както се вижда на табл. 5, за периода 2008-2013 г. относителният дял на безработните лица с висше образование нараства с 3.8 процентни пункта, а този на лицата със средно образование – с 8.8 процентни пункта. За посочения период относителният дял на безработните лица с основно образование намалява с 9

¹⁸ Център за изследване на демокрацията, 2007, <http://www.csd.bg/>.

¹⁹ Проект „Ограничаване и превенция на неформалната икономика“, Асоциация на индустриалния капитал в България и Конфедерация на независимите синдикати в България, 2011.

²⁰ Център за изследване на демокрацията (2013). Скритата икономика в България през 2013 г., <http://www.csd.bg/>.

процентни пункта, а лицата с начално и по-ниско образование – с 3.6 процентни пункта.

Таблица 6
Относителен дял на безработните лица по професионален признак за периода 2008-2012 г.

Професионален признак	2008 г.	2009 г.	2010 г.	2011 г.	2012 г.
Специалисти	18.0	20.1	20.2	20.8	21.2
С работническа специалност	19.4	22.0	23.4	22.1	23.2
Без специалност	62.7	57.9	56.4	57.1	55.6

Източник: Агенция по заетостта, Годишни обзори (2008-2012 г.), <http://www.az.government.bg/>.

От табл. 6 се наблюдава, че относителният дял на безработните специалисти нараства с 3.2 процентни пункта, а на безработните лица с работническа специалност – с 3.8 процентни пункта. За посочения период делът на безработните лица без специалност намалява с 7.1 процентни пункта.

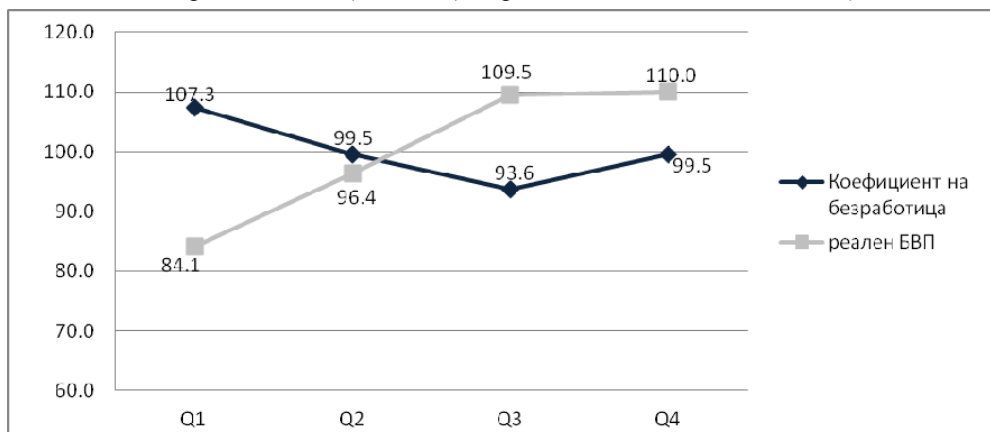
Следователно за периода 2008-2013 г. съществува тенденция към нарастване на относителния дял на безработните с висше и средно образование и на специалистите и лица с работническа специалност. Същевременно намалява делът на безработните с основно, начално и по-ниско образование и намалява този на безработните лица без специалност. Една от възможните причини за наблюдаваните тенденции е, че голяма част от прилаганите програми и мерки за заетост и обучения, финансирани от държавния бюджет и Оперативната програма „Развитие на човешките ресурси“, са насочени към безработните с основно и по-ниско образование и лицата без квалификация и специалност, с цел увеличаване на шансовете им на пазара на труда.²¹

Един от факторите, които оказват влияние върху стойността на коефициента на Оукън е сезонният фактор. Съгласно получените резултати, зависимостта между равнището на съвкупното производство и коефициента на безработица е по-силна и по-добре изразена в случаите, когато се използват тримесечни данни (в сравнение със случая, когато се използват годишни данни). За коефициента на Оукън, когато се използват тримесечни данни се получават следните стойности: 1.982 (разривен модел) и 1.386 (диференчен модел). Стойностите на този коефициент, когато се използват годишни данни са по-ниски: 1.078 (разривен модел) и 0.967 (диференчен модел). Това може да се обясни със силното влияние на сезонния фактор както върху реалното съвкупно производство, така и върху равнището на безработица в България. (Сезонният фактор е най-силно изразен в отраслите туризъм, селско стопанство, строителство и др.). Резултатите от сезонната декомпозиция на показателите коефициент на безработица и реален БВП са представени на фиг. 18. За изследване на сезонните колебания е приложен методът на отношенията на фактическите към изгладените стойности. Използван е мултипликативният модел.

²¹ Агенция по заетостта, Годишни обзори (2008-2012 г.), <http://www.az.government.bg/>.

Фигура 18

Сезонна декомпозиция на показателите: коефициент на безработица (15 и повече навършени години) и БВП (по средногодишни цени на 2005 г.)



Източник: Национален статистически институт, Икономическа статистика (Макроикономическа статистика, Пазар на труда), <http://www.nsi.bg>.

Сезонните индекси показват, че в изследваните времеви редове има силно изразена сезонност. Влиянието на сезонният фактор е по-силно изразено при показателя реален БВП, в сравнение с показателя равнище на безработица. При първия показател разликата между минималната и максималната стойност на сезонните индекси е 25.9 процентни пункта, а при втория – 7.8 процентни пункта. Най-ниската стойност на сезонните индекси за показателя реален БВП се наблюдава през първото тримесечие (84.1%), което съответства на най-висока стойност на сезонните индекси за показателя равнище на безработица (107.3%). От първото към третото тримесечие сезонните индекси за показателя реален БВП нарастват, а за показателя равнище на безработица – намаляват. Най-ниската стойност на сезонните индекси за последния се наблюдава през третото тримесечие (93.6%), което съответства на една от най-високите стойности на сезонните индекси за показателя реален БВП (109.5%).

Съгласно получените резултати, сезонните индекси за показателите реален БВП и равнище на безработица имат противоположна динамика на развитие, следователно изменението им се подчинява на едни и същи закономерности. Нарастването на стойностите на сезонните индекси за единия показател съответства на намаляване на стойностите на сезонните индекси за другия показател и обратно. С това може да се обясни по-силната зависимост между равнището на съвкупното производство и коефициента на безработица (и съответно по-високата стойност на коефициента на Оукън), когато се използват тримесечни данни.

Върху конкретната количествена зависимост между съвкупното производство и равнището на безработица (и съответно върху коефициента на Оукън) влияние оказват и редица други фактори, като например: пропорцията между използвания в производството труд и капитал; отрасловата структура на икономиката

(относителният дял на трудоемките и капиталоемките отрасли); съотношението между екстензивни и интензивни фактори на растежа; фирмената структура (относителен дял на малките, средни и големи предприятия) и др. (Пиримова, 2007).

4. Изводи и заключение

За периода 2004Q4-2009Q3 естественото равнище на безработица е сравнително постоянно и е около 6%. Този извод се потвърждава от следните факти:

- Ако се изследва зависимостта между равнището на безработица и инфлация в България за периода 2000M01-2014M03, то когато безработицата е около или под 6%, инфлацията значително нараства (фиг. 2).
- За периода 09, 10, 11.2008 г. на най-ниското равнище на безработица (5.2-5.4%) съответства най-високото равнище на инфлация в България (12.3-12.6%) за изследвания период.
- От годишните данни за равнището на безработица и инфлация за периода 2000-2013 г. е видно, че през 2008 г. безработицата в България достига най-ниската стойност (5.6%), а инфлацията – най-високата стойност (12%).
- През 2008 г. равнището на безработица в страната ни (5.6%) е по-ниско от средното равнище на безработица в Европейския съюз-27 страни (7%) и в Евронзоната-17 страни (7.5%).
- През 2008 г. равнището на безработицата е най-близко до естественото равнище, тъй като е налице най-ефективно съгласуване между търсенето и предлагането на труд (през този период най-ниското равнище на безработица се съчетава със сравнително висока стойност на коефициента на свободните работни места).

Ако се направят известни предположения, свързани с динамиката на структурната безработица в България, то естественото равнище на безработица в началото на изследвания период (2000Q1) е 5.4% и за периода 2000Q1-2001Q3 нараства с 2.4 процентни пункта. Естественото равнище на безработица за периода 2001Q4-2002Q4 е 7.8%, а за периода 2009Q4-2014Q2 е около 7.9%.

За коефициента на Оукън при прилагането на разливния модел, изразяващ се чрез формула (1), се получават следните стойности: 1.078 (годишни данни) и 1.982 (тримесечни данни). Следователно средната стойност на коефициента на Оукън при прилагането на разливния модел е около 1.5.

За коефициента на Оукън в случаите, когато се прилага диференциалният модел, изразяващ се чрез формула (2), се получават малко по-ниски стойности: 0.967 (годишни данни) и 1.386 (тримесечни данни). Следователно средната стойност на коефициента на Оукън при прилагането на диференциалния модел е около 1.2.

Съгласно получените линейни диференциални модели, за да не се допусне увеличаване на безработицата е необходимо реалният БВП да нараства спрямо предходната

година с 3.344% (годишни данни) или с до 4.409% (тримесечни данни), т.е. да расте средно с до 3.9%.

Стойността на коефициента на Оукън в България при прилагането на двата модела (разривен и диференчен) е в границите от 0.967 до 1.982, т.е. средната стойност е около 1.4. Обикновено при повечето изследвания, коефициентът на Оукън приема средна стойност около 2.5. Следователно зависимостта между равнището на безработица и реалното съвкупно производство в България за разглежданите периоди е по-слабо изразена в сравнение с останалите страни.

При тези условия, една стимулираща политика за ограничаване на безработицата трябва да се съобразява със следните обстоятелства:

Първо, за намаляване на цикличната безработица с 1 процентен пункт, реалното съвкупно производство трябва да нараства спрямо предходната година с около 1.4%.

Второ, за поддържане на стабилна заетост и недопускане на безработица, съвкупното производство (БВП) трябва да нараства спрямо предходната година с около 3.9%.

Една от мерките за намаляване на цикличната безработица е свързана с поддържане на високи темпове на БВП и ограничаване на текучеството на работната сила. В националната икономика текущото равнище на безработицата за 2013 г. е 12.9. За да се постигне намаление на цикличната безработица например с 2 процентни пункта е необходимо да се осигури висок годишен растеж на реалното съвкупно производство от 6.7%, т.е. 2.8% за намаление на цикличната безработица от 6.9 на 4.9% (при съотношение 1.4 : 1) и 3.9% за поддържане на стабилна заетост.

Получената по-ниска стойност на коефициента на Оукън за изследваните периоди може да се обясни с влиянието на множество фактори. Върху конкретната количествена зависимост между съвкупното производство и равнището на безработица влияние оказват ефектът на хистерезис, забавянето на прираста на работната сила и на производителността на труда, големият относителен дял на скритата икономика в България, промените в структурата на безработицата по степен на образование и по професионален признак, сезонният фактор, отрасловата и фирмената структура на икономиката и др.

В заключение може да се обобщи, че закономерността, формулирана от А. Оукън се проявява по особен, по-специфичен начин в условия на нестабилен икономически растеж и непрекъснати колебания на българската икономика за периода 2000-2013 г. Различни фактори оказват влияние върху коефициента на Оукън и променят неговата стойност. Независимо от това, законът на Оукън може да бъде полезен като инструмент при разработването на макроикономически политики и прогнози, но при условие, че се отчита съществуващата нестабилност. Постигането на сравнително постоянно и оптимално съотношение между реалното съвкупно производство и равнището на безработица е възможно при бъдещо стабилизиране на българската икономика и прилагането на балансиран подход към политиките по заетостта, безработицата, производителността на труда и икономическия растеж.

Използвана литература

- Агенция по заетостта. Годишни обзори (2008г.-2012г.), <http://www.az.government.bg/>.
- Асоциация на индустриалния капитал в България и Конфедерация на независимите синдикати в България. (2011). Проект „Ограничаване и превенция на неформалната икономика”.
- Дулевски, Л. (2009). Глобалната икономическа криза и предизвикателствата пред трудовите пазари. Годишник на УНСС, с. 287-324, <http://yearbook.unwe.bg/2009/6.pdf>.
- Мишев, Г., Гоев, В. (2010). Статистически анализ на времеви редове. София: „Авангард прима”.
- Национален статистически институт. <http://www.nsi.bg>.
- Петков, П. (2011). Регионален анализ на съответствието между търсенето и предлагането на труд в Република България. – Статистика, N 3-4, с. 31-51, <http://spisaniestatistika.nsi.bg/page/download.php?articleID=41>
- Пиримова, В. (2007). Зависимост между икономическия растеж и безработицата в България. – Научни трудове на УНСС, Том II, с. 57-84, <http://research.unwe.bg/br11/2.pdf>.
- Савов, С. (1993). Теория на пазарното стопанство. София: ИК „Люрен”.
- Савов, С., Миркович, К., Казаков, А., Йотова, Л., Гечев, Р., Статев, С., Ракарова, С., Атанасов, Т. (1998). Икономика. София: „Тракия-М”.
- Спасов, Т. (2008). Макроикономика. София: Университетско издателство „Стопанство”.
- Стойков, И., Цанов, В. (2010). Принципи на емпиричното изследване. СА „Д. А. Ценов”, Свищов, http://dlib.eacademy.bg/bitstream/handle/10610/1328/Principi_uchebno_posobie_proekt.swf?sequence=1.
- Франц, В. (1996). Пазарът на труда. София: издателство „Алтенбург”.
- Център за изследване на демокрацията. (2011). Динамика на скритата икономика в България по време на криза. <http://www.csd.bg/>.
- Център за изследване на демокрацията. Скритата икономика, <http://www.csd.bg/>.
- Център за изследване на демокрацията. (2004). Скритата икономика в България. <http://www.csd.bg/>.
- Център за изследване на демокрацията. (2013). Скритата икономика в България през 2013г. <http://www.csd.bg/>.
- Ball, L. (2009). Hysteresis in Unemployment: Old and New Evidence. – NBER Working Paper No. 14818 (Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research).
- Belev, B. (2002). The Informal Economy in the EU Accession Countries. World Bank and Center for the Study of Democracy, Sofia.
- Bhaskar, V. J. (1990). Wage Relativities and the Natural Range of Unemployment. – Economic Journal 100 (Conference supplement): 60-66. JSTOR 2234184.
- Blanchard, O. J., Summers, L. H. (1986). Hysteresis and the European Unemployment Problem. – NBER Macroeconomics Annual 1: 15-78. doi:10.2307/3585159.
- Cockx, B. and Picchio, M. (2013). Scarring effects of remaining unemployed for long-term unemployed school-leavers. – Journal of the Royal statistical society, Vol. 176, Part 3.
- Daly, M. C., Fernald, J. G., Nechio, F. and Jordà O. (2014). Interpreting Deviations from Okun's Law. – FRBSF Economic Letter, Forthcoming.
- Diamond, P. A. (1982). Aggregate Demand Management in Search Equilibrium. – Journal of Political Economy 90(5), p. 881-894.
- Dixon, H. (1988). Unions, Oligopoly and the Natural Range of Employment. – Economic Journal 98 (393): 1127-1147. JSTOR 2233723.
- European Commission. Employment and Social Developments in Europe 2013, <http://ec.europa.eu/social/BlobServlet?docId=11365&langId=en>.
- Eurostat. <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/>.

- Feige, E., Urban, I. (2007). Measuring Underground (Unobserved, Non-Observed, Unrecorded) Economies in Transition Countries: Can we Trust GDP?. MPRA, University of Munich.
- Friedman, M. (1968). The Role of Monetary Policy. – American Economic Review 58: 1-17.
- Landmann, O. (1989). Verteilungskonflikte, Kapitalbildung und Arbeitslosigkeit. – In: Ramser, H. J. u. Riese, H. (Hrsg.). Beiträge zur angewandten Wirtschaftsforschung. S. 59–85, Berlin: Springer.
- McDonald, I. M. (1987). Customer Markets, Trade Unions and Stagflation. – *Economica* 54 (214): 139-153. JSTOR 2554387.
- Modigliani, F. and Papademos, L. (1975). Targets for Monetary Policy in the Coming Year. – *Brookings Papers on Economic Activity*, p. 141-165. The Brookings Institution.
- Okun, A. M. (1962). Potential GNP: Its Measurement and Significance, American Statistical Association. Proceedings of the Business and Economic Statistics Section, Washington, p. 98-103.
- Phelps, E. S. (1968). Money-Wage Dynamics and Labor-Market Equilibrium. – *Journal of Political Economy* 76: 678-711. doi:10.1086/259438.
- Schnabel, G. (2002). Output trends and Okun's law. – Bank for International Settlements, Working Paper, N 111, April.
- Schneider, F. (2006). Shadow Economies and Corruption all over the World: What Do We Really Know. Institute for the Study of Labor (IZA), Bonn.
- William Mitchell, J. Muysken. (2008). Full employment abandoned: shifting sands and policy failures. Cheltenham: Edward Elgar Publishing.