

# Зависимост между безработица и икономически растеж: национално и регионално равнище

Милен Велев\*

**Резюме:** Основната цел на разработката е да се изследва зависимостта между равнището на безработица и икономическия растеж на национално и на регионално равнище. Това позволява да се установи какъв ще бъде количественият ефект върху обема на произведената продукция при промяна в равнището на безработица. Направен е кратък преглед на основните теоретични концепции и подходи за изучаване на взаимовръзките между икономическия растеж и равнището на безработица. Извършено е статистическо изследване на зависимостта между измененията на реалния БВП и коефициента на безработица, като са използвани годишни и тримесечни данни. Получените статистически модели са приложени на национално и на регионално равнище.

**Ключови думи:** безработица, икономически растеж, закон на Оукън, национално и регионално равнище

JEL: E23, E24.

## Въведение

Проблемите, свързани с динамиката и зависимостите, които съществуват между безработицата и икономическия

\* Милен Велев е доктор, главен асистент в катедра „Икономика и управление на туристическото обслужване“ на Университета „Проф. д-р Асен Златаров“ – Бургас, e-mail: milen.velev@gmail.com

растеж, са от изключително важно значение за всяка макроикономическа политика. В настоящия момент българската икономика бавно и трудно се възстановява от финансово-икономическата криза, безработицата все още е относително висока, съвкупното производство нараства колебливо и с бавни темпове, конкурентоспособността не е достатъчно висока. Освен това, съществува значителна диференциация в равнището на безработицата и обема на съвкупното производство по региони и тези различия се запазват относително стабилни с течение на времето. Една от основните цели на провежданите макроикономически политики е намаляване на равнището на безработицата на национално равнище и в отделните региони на страната. При разработването на тези политики е от изключително важно значение да се изясни конкретната зависимост, която съществува между безработицата и икономическия растеж на национално и на регионално равнище.

## 1. Преглед на научната литература

Отрицателната зависимост между промените в равнището на безработица и промените в реалното съвкупно производство е установена от Оукън (Okin, 1962) по емпиричен път за икономиката на САЩ.

Законът на Оукън има важно значение от теоретична и от емпирична гледна точка. От теоретична гледна точка, законът на Оукън, заедно с кривата на Филипс, е ключов елемент за извеждане на кривата на съвкупното предлагане. От емпирична гледна точка, коефициентът на Оукън е полезен инструмент за разработване, прилагане и прогнозиране на резултатите от провежданите макроикономически политики (Harris и Silverstone, 2001). През последните десетилетия голям брой емпирични проучвания са изследвали този закон и в повечето случаи заключението е, че като цяло може да се подкрепи неговата валидност (Adanu, 2005).

Различните изследвания – Schnabel (2002), Petman и Tavera (2007), Ball и гр. (2013), Daly и гр. (2014), Velev (2014), Ball и гр. (2015), показват, че абсолютната стойност на коефициента на Оукън, която първоначално се е считала близка до три, варира значително с течението на времето и през различните фази на икономическия цикъл, зависи също така от прилаганите модели и може да бъде доста под три. 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 (2000-2015 г.) преминава през различни фази на цикличното развитие – оживление, подем, криза (рецесия). От теоретико-приложна гледна точка, интерес представлява извеждането на конкретната количествена зависимост между икономическия растеж и равнището на безработица в България. Следва да се отбележи, че редица автори като Нейчева (2016), Йоцов (2013), Рангелова (2011), Статев (2009) изследват динамиката и основните фактори на икономическия растеж в България (включително и ролята на човешкия капитал), но без да се концентрират върху проблема с безработица.

Въпреки многобройните научни публикации в изследваната област, повечето от тях се занимават само с данни на национално ниво. Но през последните години, някои проучвания – Freeman (2000), Christopoulos (2004), Adanu (2005), Villaverde и Maza (2009), се опитват да преодолеят този недостатък, като анализират зависимостта между съвкупното производство и безработицата на регионално равнище.

Основната цел на настоящата разработка е да се изследва зависимостта между безработицата и икономическия растеж на национално и на регионално равнище. По този начин ще се установи какъв ще бъде количественият ефект върху обема на произведената продукция при промяна в равнището на безработица. Познаването на тази връзка за всеки регион е важно с оглед на ефективното прилагане на макроикономическите политики.

В тази връзка се налага необходимостта законът на Оукън, изразяващ зависимостта между икономическия растеж и безработицата, да бъде адаптиран и приложен при специфичните условия на българската икономика. Законът на Оукън може да бъде изразен в т. нар. разризна и диференчна форма. В настоящото изследване е приложен диференциалният подход, при който са изчислени верижни индекси спрямо преходен период (при променлива база). Този подход позволява по-добре да се проследят и анализират отделните подпериоди на подем и спад на макроикономическата активност на националната икономика (Пиримова, 2007).

## 2. Теоретична рамка

Най-общо, икономическият растеж представлява процес на последователно увеличаване на реалния обем на съвкупното производство (Пиримова, 2014). За характеризиране на икономическия растеж в теорията се използват основно два подхода, в зависимост от продължителността на

## Икономическо развитие

времевия период (Ралева, 2013; Пиримова, 2014). Според първия подход, икономическият растеж представлява дългосрочният положителен тренд на динамиката на brutния вътрешен продукт (БВП) и показва дългосрочната тенденция на промяна на производствения потенциал на икономиката (т.нар. дългосрочен икономически растеж). Според втория подход, който е приложим в краткосрочен и средносрочен план, икономическият растеж показва промените в действителните стойности на БВП и причините за тяхното нарастване (т.нар. конюнктурен икономически растеж). В настоящата разработка е използван вторият подход за измерване на икономическия растеж. Безработицата се измерва с два показателя – като абсолютен размер, който представлява броя на безработните и като равнище. В настоящото изследване безработицата е оценена чрез коефициента на безработица на населението от 15 до 64 години или на 15 и повече навършени години.

За да се получи връзката между безработицата и икономическия растеж, са използвани следните разсъждения. Равнището на безработица ( $u$ ) и производителността на труда ( $m$ ) се изразяват чрез следните формули:

$$u = \frac{U}{L} \cdot 100; m = \frac{Y}{E},$$

където  $U$  е броят на безработните,  $L$  е броят на активната работна сила,  $Y$  е реалното съвкупно производство (реален БВП),  $E$  е броят на заетите лица, а  $m$  е БВП на един зает. Като се вземе предвид, че  $L = E + U$  и първата формула, се получава:

$$E = U \left( \frac{100}{u} - 1 \right).$$

Като се вземе предвид, че  $Y = m \cdot E$  и  $U = L - E$ , се получава:

$$Y = m \cdot U \left( \frac{100}{u} - 1 \right) = m \cdot L \left( 1 - \frac{u}{100} \right).$$

Ако се вземат разликите на величините спрямо даден преходен период в двете страни на равенството, то за темпа на прираст на съвкупното производство се получава:

$$\frac{\Delta Y}{Y} = \frac{\Delta(mL)}{mL} \left( \frac{1 - \frac{(u + \Delta u)}{100}}{1 - \frac{u}{100}} \right) - \frac{1}{100 - u} \Delta u.$$

Тъй като изразът  $\frac{1 - \frac{(u + \Delta u)}{100}}{1 - \frac{u}{100}} \approx 1$ , то ще се получи:

$$\frac{\Delta Y}{Y} = \alpha + \beta \Delta u. \quad (1)$$

$$\text{(Тук } \alpha = \frac{\Delta(mL)}{mL} \cdot 100; \beta = -\frac{100}{100 - u} \Delta u.)$$

Чрез формула (1) се изразява връзката между темпа на прираст на съвкупното производство и промяната на равнището на безработица. Коефициентът  $\beta$  изразява чувствителността, с която обемът на производството се променя при промяна в равнището на безработица. Поради това, ще го означаваме още като коефициент на Оукън. Тъй като  $u \ll 100$ , то коефициентът  $\beta$  е приблизително равен на единица. Ако се приеме, че произведението ( $m \cdot L$ ) е приблизително равно на потенциалния БВП, то коефициентът  $\alpha$  ще показва прираста на обема на потенциалното производство. Ако работната сила  $L$  остава постоянна (т.е.  $\Delta L = 0$ ), то  $\alpha$  ще показва прираста на производителността на труда в икономиката:  $\alpha = \frac{\Delta m}{m} \cdot 100$ . Ако производителността на труда  $m$  е постоянна ( $\Delta m = 0$ ), то  $\alpha$  ще показва прираста на работната сила:  $\alpha = \frac{\Delta L}{L} \cdot 100$ . Ако работната сила и производителността на труда остават постоянни, то  $\alpha = 0$ .

Ако положим  $\Delta u = 0$ , ще получим:  $\frac{\Delta Y}{Y} \cdot 100 = \alpha$ . Следователно, коефициентът  $\alpha$  показва с колко процента трябва да на-

раства реалният БВП спрямо предходния период, за да остане безработицата на същото равнище.

Конкретната количествена зависимост между безработицата и икономическия растеж, изразяваща се чрез формула (1), е оценена и анализирана чрез иконометрични модели, приложени на национално и на регионално равнище, като са използвани годишни и тримесечни данни.

### 3. Информационни източници и ограничения при провеждане на изследването

За провеждане на изследването е използвана информация основно от следните институции – Национален статистически институт (НСИ) и Евростат.

Настоящото изследване има следните ограничения:

1. Периодът, за който е представена информацията, е от 2000 г. до 2015 г.
2. Изследването е базирано преди всичко на официална и публично достъпна информация.
3. В анализа не са включени важни моменти, като например провежданите политики за регулиране на пазара на труда, действащите институции, влиянието на демографските процеси, структурните характеристики на националната икономика и др.

### 4. Изследване на зависимостта между безработицата и икономическия растеж

#### 4.1. Тримесечни данни

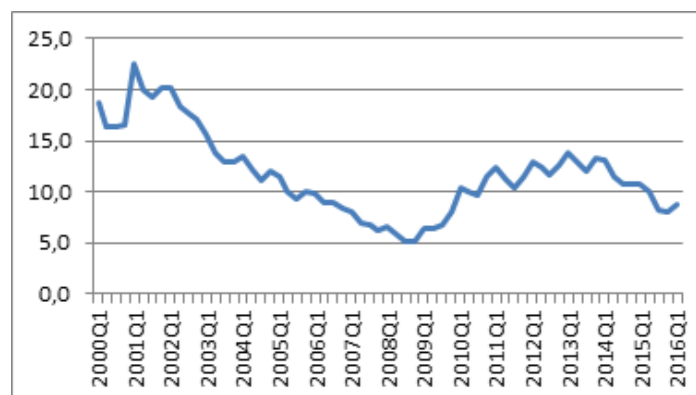
Изследването започва с разглеждане на динамиката на безработицата и икономическия растеж, при което са използвани тримесечни данни за българската икономика за периода 2000Q1-2015Q1.

Както се вижда от фиг. 1, изследвания период условно може да се раздели на четири подпериода. През първия подпериод 2000Q1-2000Q4, равнището на безработица намалява с 2,1 процентни пункта (от 18,7% през 2000Q1 до 16,6% през 2000Q4). През втория подпериод 2001Q1-2008Q4 се наблюдава значителна динамика на стойностите на безработицата в България. Нейното равнище намалява повече от четири пъти – от най-високата стойност през изследвания период (22,5% през 2001Q1) до най-ниската стойност (5,1% през 2008Q4). През третия подпериод (2009Q1- 2013Q1), в резултат от влиянието на световната финансово-икономическа криза, безработицата в България се покачва повече от два пъти (от 6,4% през 2009Q1 до 13,8% през 2013Q1). През четвъртия подпериод (2013Q2-2016Q1), в който българската икономика бавно и трудно се възстановява от икономическата криза, се наблюдава тенденция за намаляване на равнището на безработица. Нейното равнище намалява с 4,3 процентни пункта (от 13% през 2013Q2 до 8,7% през 2016Q1). Все още е трудно да се прогнозира доколко трайна и устойчива е тази положителна тенденция.

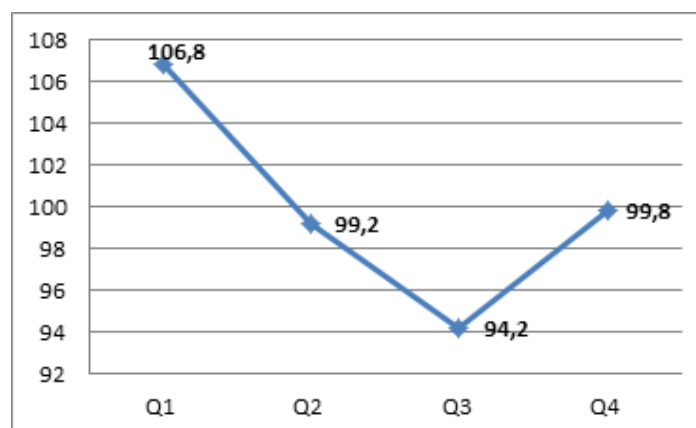
Резултатите от сезонната декомпозиция на равнището на безработица са представени на фиг. 2. За изследване на сезонните колебания е приложен методът на отношенията на фактическите към изгладените стойности. Използван е мултипликативният модел (т.е. регресионното уравнение в случая има следния вид:  $u = \beta_0 + \beta_1 \cdot t \cdot s + \beta_i$ ).

Както се вижда от фигура 2, сезонните индекси достигат най-висока стойност през първото тримесечие (106,8%), а най-ниска стойност – през третото тримесечие (94,2%). Сезонните индекси показват, че в изследвания времеви ред има добре изразена сезонност – отклонението около средната стойност през отделните тримесечия е 12,6 процентни пункта.

## Икономическо развитие



Фигура 1. Динамика на равнището на безработица в България за периода 2000Q1- 2015Q1  
Източник: НСИ, Eurostat



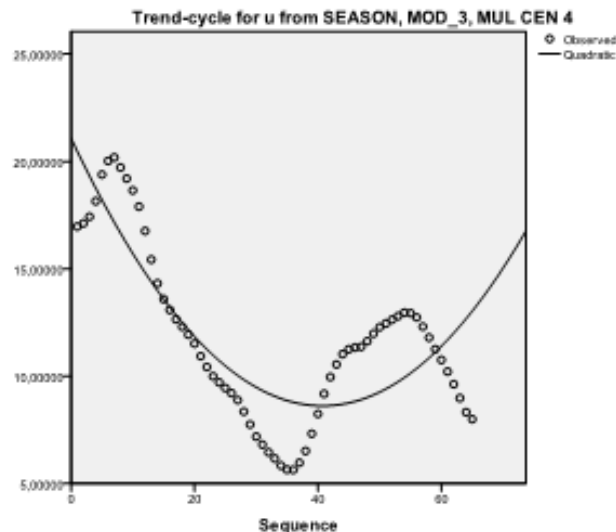
Фигура 2. Сезонна декомпозиция на равнището на безработица в България

За изгладения времеви ред (т.е. времеви-ят ред, изчистен от сезонните и случайните колебания) е направена оценка на най-подходящия модел за моделиране на тренда с помощта на процедурата *Curve Estimation* на софтуерния пакет *IBM SPSS Statistics*. Различните модели са сравнени според стойността на коефициента на детерминация (обяснителната част). Съгласно получените резултати, най-голяма е стойността на коефициента на детерминация при кубичния (0,686) и квадратичния модел (0,643). За линейния модел този коефициент е 0,290. F- статистиката показва, че обяснените от тези модели общи вариации са значими (равнищата на

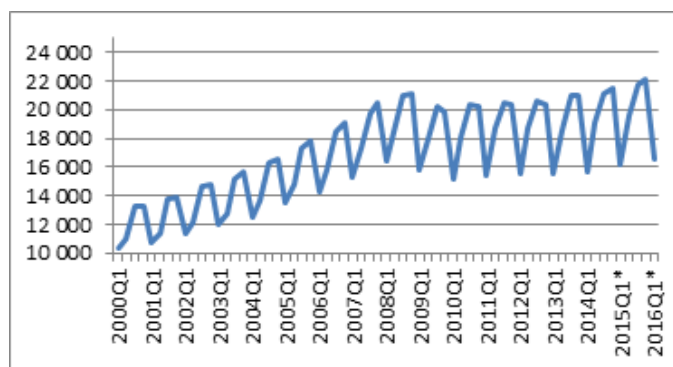
значимост са със стойност  $Sig.=0,00<0,05$ ). Кубичният модел в случая е отхвърлен като неподходящ, тъй като коефициентът пред третата степен на променливата няма икономически смисъл. Понеже разликата между стойностите на коефициента на детерминация за квадратичния и линейния модел е равна на 0,353, т.е. по-голяма е от 0,1, то като най-адекватен е избран квадратичният модел (Мишев, Гоев, 2010). Квадратичният модел се описва чрез следното уравнение:

$$u=21,233-0,623t+0,008t^2+\varepsilon,$$

където  $t=1,2,3,\dots,65$  (брой тримесечия),  $\varepsilon$ -грешка (фигура 3).



**Фигура 3.** Динамика на равнището на безработица, изчистена от сезонните и случайните колебания (квadraticен регресионен модел)



**Фигура 4.** Динамика на реалния БВП на България (по средногодишни цени на 2010 г., млн. лв.) за периода 2000Q1-2015Q1

Източник: НСИ. \*Забележка: предварителни данни

На фигура 4 е представена динамиката на реалния БВП на България за периода 2000Q1-2015Q1.

Разглежданият времеви ред съдържа ясно изразен тренд и повторяемост, която очевидно се дължи на сезонността. Резултатите от сезонната декомпозиция са представени на фигура 5.

Както се вижда от фигура 5, през четвъртото тримесечие сезонните индекси

достигат най-висока стойност и реалният БВП е с 9,5% по-голям от средногодишните стойности. През първото тримесечие сезонните индекси достигат най-ниска стойност и реалният БВП е с 15% по-малък от средногодишните стойности. Сезонните индекси показват, че в изследвания времеви ред има силна изразена сезонност – отклонението около средната стойност е 24,5 процентни пункта.

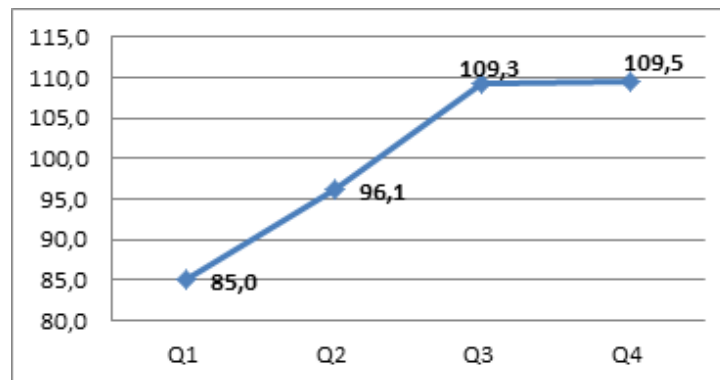
## Икономическо развитие

Силното влияние на сезонния фактор върху равнището на безработица и реалния БВП може да се обясни със специфичната отраслова структура на българската икономика и преди всичко с годишната динамика на икономическата активност в секторите туризъм, селско стопанство, търговия, операции с недвижими имоти и др.

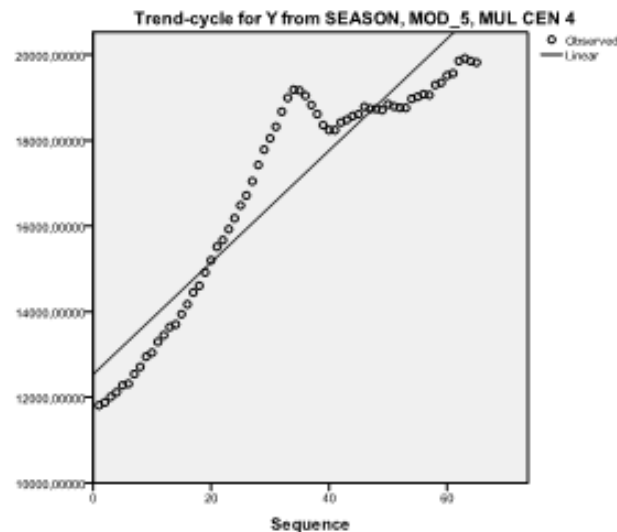
За изгладения времеви ред е направена оценка на най-подходящия модел за моделиране на тренда. Съгласно получените резултати, най-голяма е стойността на

коэффициента на детерминация при кубичния (0,961) и квадратичния модел (0,961). За линейния модел този коэффициент е 0,871. F- статистиката показва, че всички модели са адекватни. Понеже разликата между стойностите на коэффициента на детерминация за квадратичния и линейния модел е по-малка от 0,1, то като най-адекватен е избран линейният модел (Мишев, Гоев, 2010). Линейният регресионен модел се описва чрез следното уравнение:

$$Y=12530,5+130,731t+\varepsilon.$$



Фигура 5. Сезонна декомпозиция на реалния БВП на България



Фигура 6. Динамика на реалния БВП, изчистена от сезонните и случайните колебания (линеен регресионен модел)

Въз основа на получените модели би могло да се направи прогноза за тримесечните стойности на равнището на безработица и на реалния БВП в България за следващ период. Хоризонтът на прогнозата е 7 тримесечия, т.е. около 10% от дължината на времевия ред (таблица 1).

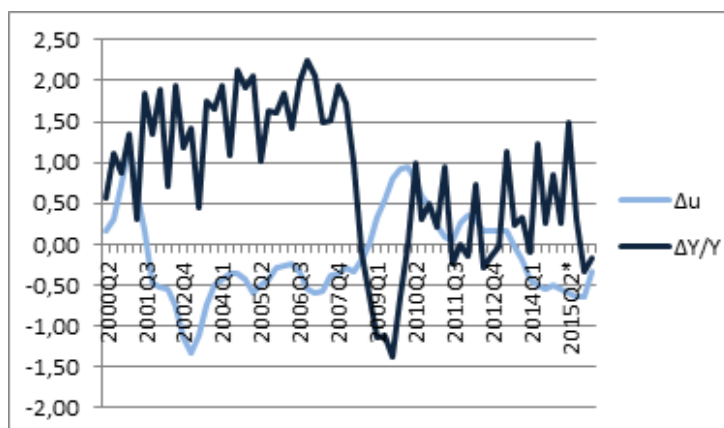
Следователно, ако се допусне, че установените закономерности ще се запазят и през прогнозирания период (т.е. икономиката трудно ще преодолява негативните последици от икономическата криза), то равнището на безработица ще нараства и

през четвъртото тримесечие на 2017 г. ще достигне 15,9%. Стойността на реалния БВП през четвъртото тримесечие на 2017 г. ще нарасне спрямо четвъртото тримесечие на 2016 г. с 572 млн. лв., т.е. с 2,4%.

Най-напред е изследвана зависимостта между безработицата и икономическия растеж, като са използвани тримесечните данни за реалния БВП и за равнището на безработица в България за периода 2000Q1-2016Q1. Разликите на величините (т.е.  $\Delta Y_t$ ,  $\Delta u_t$ ) са спрямо предходното тримесечие (фигура 7).

**Таблица 1.** Прогнозни стойности за тримесечните стойности на равнището на безработица и на реалния БВП (по средногодишни цени на 2010 г., млн. лв.)

| Период от време | Равнище на безработица | Реален БВП |
|-----------------|------------------------|------------|
| Q2 2016         | 13,3                   | 20340      |
| Q3 2016         | 13,0                   | 23276      |
| Q4 2016         | 14,2                   | 23455      |
| Q1 2017         | 15,6                   | 18327      |
| Q2 2017         | 14,9                   | 20842      |
| Q3 2017         | 14,6                   | 23848      |
| Q4 2017         | 15,9                   | 24027      |



**Фигура 7.** Съпоставка между величините  $\Delta Y_{100/Y}$  и  $\Delta u$  за периода 2000Q1-2016Q1 (изменение спрямо предходното тримесечие)<sup>1</sup>

**Източник:** НСИ и собствени изчисления. \*Забележка: данните за БВП са предварителни

<sup>1</sup> Времевите редове са изгладени.



## Икономическо развитие

Резултатите от извършения регресионен анализ с помощта на статистическия софтуерен пакет *EViews 7* са представени в таблица 2.

Числовата стойност на коефициента на Дърбин-Уотсън е равна на  $d=0,873$ . При сравнение на емпиричните с теоретичните стойности се установява наличието на автокорелация, защото  $d < dL=1,407$ , ( $dL=1,407$ ;  $dU=1,467$ ).

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). Резултатите от регресионния анализ са представени в таблица 3.

Параметърът  $\gamma$  пред фактора време  $t$  изразява изменението, което настъпва във величината  $\Delta Y_{100}/Y$  в резултат от комплексното въздействие на всички фактори,

които не са включени в модела, при условие, че факторът  $\Delta u$  не се изменя. Съгласно F-критерия, линейният регресионен модел е статистически значим. Регресионните коефициенти също са статистически значими. Тълкуванието на коефициентите на регресионното уравнение показва, че при увеличаване на безработицата с един процентен пункт и нарастване на фактора време с единица, реалният БВП намалява с 0,77% спрямо предходното тримесечие ( $-0,76509 = -0,74194 - 0,02315$ ). Ако равнището на безработица се увеличи с 1 пр. пункт, то в резултат от това реалният БВП ще намалее с 0,74% спрямо предходното тримесечие. Влиянието на другите фактори, които не са свързани с равнището на безработица (и които са включени в променливата  $t$ ), води до намаляване на БВП с 0,02%.

Съгласно получените резултати, за да не се допусне увеличаване на текущата безработица е необходимо реалният тримесечен БВП да нараства спрямо предходното тримесечие с 1,44%. (Ако положим  $\Delta u=0$  и  $t=1$ , то съгласно полученото регресионно уравнение ще имаме:  $\Delta Y_{100}/Y = 1,464845 - 0,023150 = 1,441695$ .)

**Таблица 2.** Резултати от регресионния анализ за променливите  $\Delta Y_{100}/Y$  (зависима променлива) и  $\Delta u$ .

|                                       | Коефициенти | Стандартна грешка                        | t-статистика | Вероятност |
|---------------------------------------|-------------|--|--------------|------------|
| $\alpha$                              | 0.703452    | 0.105434                                 | 6.671961     | 0.0000     |
| $\beta$                               | -0.806288   | 0.192270                                 | -4.193528    | 0.0001     |
| Коефициент на детерминация            | 0.220965    | Средно значение на зависимата променлива |              | 0.816372   |
| Коригиран коефициент на детерминация  | 0.208400    | Дисперсия на зависимата променлива       |              | 0.916582   |
| Стандартна грешка на оценката         | 0.815500    | Информационен критерий на Akaike         |              | 2.460722   |
| Сумата от квадратите на остатъците    | 41.23254    | Критерий на Schwarz                      |              | 2.528187   |
| Логаритмична функция на правдоподобие | -76.74310   | Критерий на Hannan-Quinn                 |              | 2.487300   |
| F-статистика                          | 17.58568    | Коефициент на Durbin-Watson              |              | 0.873256   |
| Вероятност (F-статистика)             | 0.000089    |  |              |            |

Таблица 3. Резултати от регресионния анализ за променливите  $\Delta Y_{100}/Y$  (зависима променлива),  $\Delta u$ ,  $t$

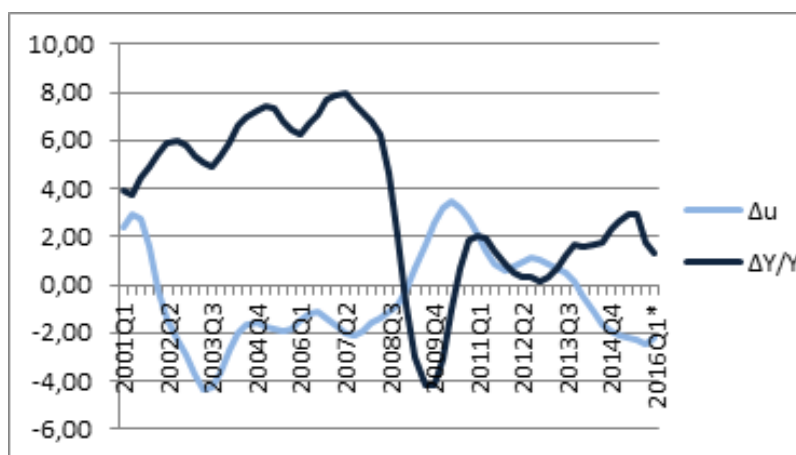
|                                       | Коефициенти | Стандартна грешка                        | t-статистика | Вероятност |
|---------------------------------------|-------------|--|--------------|------------|
| $\alpha$                              | 1.464845    | 0.179725                                 | 8.150492     | 0.0000     |
| $\beta$                               | -0.741940   | 0.164767                                 | -4.502962    | 0.0000     |
| $\gamma$                              | -0.023150   | 0.004729                                 | -4.895499    | 0.0000     |
| Коефициент на детерминация            | 0.440704    | Средно значение на зависимата променлива |              | 0.816372   |
| Коригиран коефициент на детерминация  | 0.422366    | Дисперсия на зависимата променлива       |              | 0.916582   |
| Стандартна грешка на оценката         | 0.696623    | Информационен критерий на Akaike         |              | 2.160596   |
| Сумата от квадратите на остатъците    | 29.60228    | Критерий на Schwarz                      |              | 2.261793   |
| Логаритмична функция на правдоподобие | -66.13906   | Критерий на Hannan-Quinn                 |              | 2.200462   |
| F-статистика                          | 24.03282    | Коефициент на Durbin-Watson              |              | 1.204026   |
| Вероятност (F-статистика)             | 0.000000    |  |              |            |

Зависимостта между безработицата и икономическия растеж в България е изследвана и като е разгледано изменението на величините спрямо съответното тримесечие на предходната година (фигура 8).

При извършване на регресионния анализ е получена много ниска стойност на коефициента на Дърбин-Уотсън  $d=0,119692$ , което е свързано с наличието на автокорелация ( $dL=1,382$ ;  $dU=1,449$ ).

За отстраняване на автокорелацията е построен нов регресионен модел, в който времето е въведено като независима променлива. Резултатите от регресионния анализ са представени в таблица 4.

За отстраняване на автокорелацията е построен нов регресионен модел, в който времето е въведено като независима променлива. Резултатите от регресионния анализ са представени в таблица 4.



Фигура 8. Съпоставка между величините  $\Delta Y_{100}/Y$  и  $\Delta u$  за периода 2000Q1-2016Q1 (изменение спрямо съответното тримесечие на предходната година)

Източник: НСИ и собствени изчисления. \*Забележка: данните за БВП са предварителни

Таблица 4. Резултати от регресионния анализ за променливите  $\Delta Y_{100}/Y$  (зависима променлива),  $\Delta u$ ,  $t$

|                                       | Коефициенти | Стандартна грешка                        | t-статистика | Вероятност |
|---------------------------------------|-------------|--|--------------|------------|
| $\alpha$                              | 5.806252    | 0.536977                                 | 10.81285     | 0.0000     |
| $\beta$                               | -0.860200   | 0.130256                                 | -6.603921    | 0.0000     |
| $\gamma$                              | -0.092233   | 0.014671                                 | -6.286666    | 0.0000     |
| Коефициент на детерминация            | 0.631584    | Средно значение на зависимата променлива |              | 3.436675   |
| Коригиран коефициент на детерминация  | 0.618880    | Дисперсия на зависимата променлива       |              | 3.223735   |
| Стандартна грешка на оценката         | 1.990171    | Информационен критерий на Akaike         |              | 4.262248   |
| Сумата от квадрата на остатъците      | 229.7253    | Критерий на Schwarz                      |              | 4.366062   |
| Логаритмична функция на правдоподобие | -126.9986   | Критерий на Hannan-Quinn                 |              | 4.302934   |
| F-статистика                          | 49.71529    | Коефициент на Durbin-Watson              |              | 0.186804   |
| Вероятност (F-статистика)             | 0.000000    |  |              |            |

Съгласно данните от таблица 4, линейният модел и регресионните коефициенти са статистически значими. Тълкуването на коефициентите на регресионното уравнение показва, че при увеличаване на безработицата с един процентен пункт и нарастване на фактора време с единица, реалният БВП намалява с 0,95% спрямо съответното тримесечие на предходната година ( $-0,952433 = -0,860200 - 0,092233$ ). Ако равнището на безработица се увеличи с 1 пр. пункт, то в резултат от това реалният БВП ще намалее с 0,86% спрямо съответното тримесечие на предходната година. Влиянието на другите фактори, които не са свързани с равнището на безработица (включени в променливата  $t$ ), води до намаляване на БВП с 0,09%.

Съгласно получените резултати, за да не се допусне увеличаване на текущата безработица ( $\Delta u=0$ ,  $t=1$ ), е необходимо реалният тримесечен БВП да нараства спрямо съответното тримесечие на предходната година с 5,71%.

#### 4.2. Годишни данни

На фигура 9 е представена динамиката на реалния БВП на България за периода 2000-2015 г. (годишни данни).

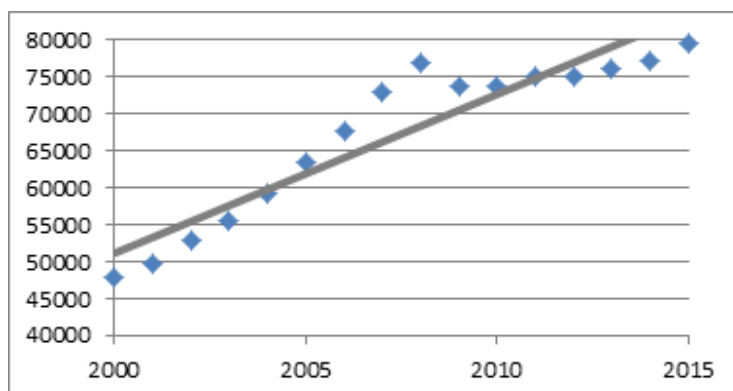
Както се вижда от графиката, времевият рег е с ясно изразен възходящ тренд. Направена е оценка на най-подходящия модел за моделиране на тренда. Съгласно получените резултати, най-голяма е стойността на коефициента на детерминация при кубичния (0,961) и квадратичния модел (0,961). За линейния модел този коефициент е 0,873. F-статистиката показва, че всички модели са адекватни. В този случай като най-адекватен е избран линейният модел, който се описва чрез следното уравнение:

$$Y = 49129,450 + 2135,035t + \varepsilon.$$

На фигура 10 е представена динамиката на равнището на безработица в България за периода 2000-2015 г. (годишни данни).

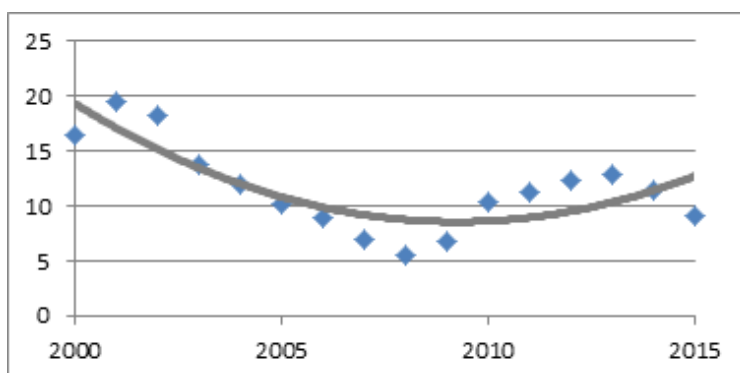
Направена е оценка на най-подходящия модел за моделиране на тренда на изследвания времеви рег. Съгласно получените резултати, най-голяма е стойността на коефициента на детерминация при кубичния (0,685) и квадратичния модел (0,663). За линейния модел този коефициент е 0,278. (Трите модела са статистически значими.) В този случай като най-адекватен е избран квадратичният модел, който се описва чрез следното уравнение:

$$Y = 21,713 - 2,571t + 0,126t^2 + \varepsilon.$$



Фигура 9. Динамика на реалния БВП на България (по цени на 2010 г., млн. лв.) за периода 2000-2015 г.

Източник: НСИ



Фигура 10. Динамика на равнището на безработица в България за периода 2000-2015 г.

Източник: НСИ

Въз основа на получените модели е направена прогноза за годишните стойности на равнището на безработица и на реалния БВП в България за следващ период (таблица 5). Хоризонтът на прогнозата е 2 години, т.е. около 12% от дължината на времевия ред.

Таблица 5. Прогнозни стойности за годишните стойности на равнището на безработица и реалният БВП (по цени на 2010 г., млн. лв.)

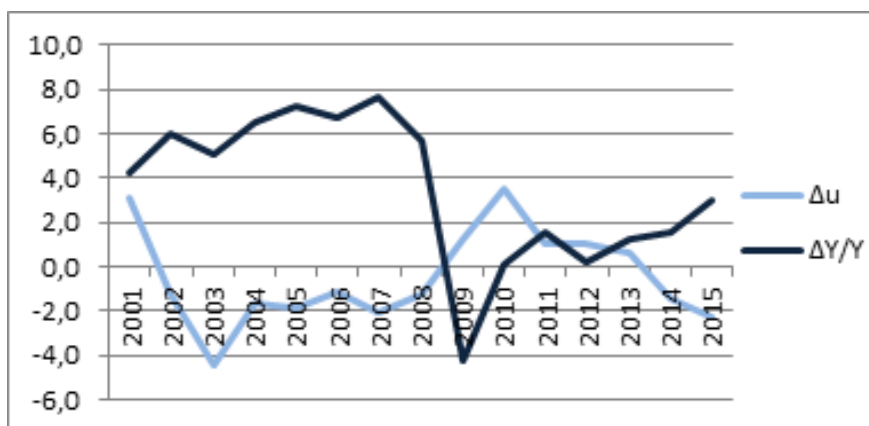
| Период от време | Равнище на безработица | Реален БВП |
|-----------------|------------------------|------------|
| 2016            | 14,28                  | 85425      |
| 2017            | 16,10                  | 87560      |

Следователно, ако се допусне, че установените закономерности ще се запазят и през прогнозирания период, то равнището на безработица ще нараства и през 2017 г. ще достигне стойност от 16,10%. Стойността на реалния БВП през прогнозирания период ще нараства с 2135 млн. лв., т.е. с 2,5% годишно.

Изследвана е зависимостта между безработицата и икономическия растеж, като са използвани годишните данни за реалния БВП и за равнището на безработица в България за периода 2000-2015 г. Разликите на величините (т.е.  $\Delta Y$ ,  $\Delta x$ ) са спрямо предходната година (фигура 11).

Резултатите от регресионния анализ са представени в таблица 6 и на фигура 12.

## Икономическо развитие



**Фигура 11.** Съпоставка между величините  $\Delta Y.100/Y$  и  $\Delta u$  за периода 2000-2015 г. (изменение спрямо предходната година)

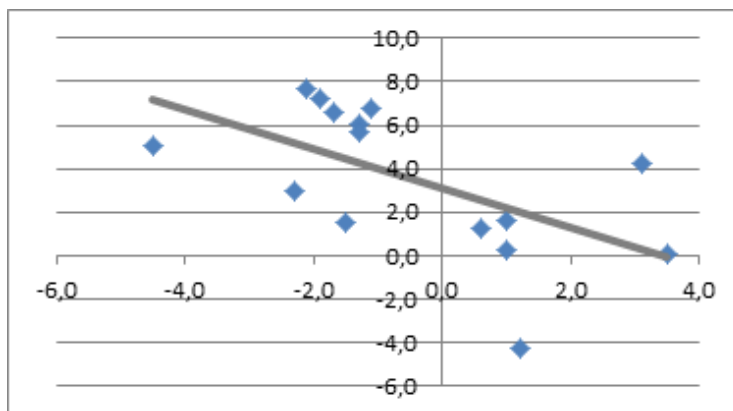
Източник: НСИ и собствени изчисления

**Таблица 6.** Резултати от регресионния анализ за променливите  $\Delta Y.100/Y$  (зависима променлива),  $\Delta u$ . Национално равнище, годишни данни

|                                       | Коефициенти | Стандартна грешка                        | t-статистика | Вероятност |
|---------------------------------------|-------------|--|--------------|------------|
| $\alpha$                              | 3.202684    | 0.787755                                 | 4.065584     | 0.0016     |
| $\beta$                               | -0.971991   | 0.369421                                 | -2.631118    | 0.0219     |
| Коефициент на детерминация            | 0.365844    | Средно значение на зависимата променлива |              | 3.549824   |
| Коригиран коефициент на детерминация  | 0.312997    | Дисперсия на зависимата променлива       |              | 3.505886   |
| Стандартна грешка на оценката         | 2.905875    | Информационен критерий на Акаике         |              | 5.102910   |
| Сумата от квадратите на остатъците    | 101.3293    | Критерий на Schwarz                      |              | 5.194204   |
| Логаритмична функция на правдоподобие | -33.72037   | Критерий на Hannan-Quinn                 |              | 5.094459   |
| F-статистика                          | 6.922784    | Коефициент на Durbin-Watson              |              | 1.441908   |
| Вероятност (F-статистика)             | 0.021930    |  |              |            |

Съгласно данните от таблица 6, линейният модел и регресионните коефициенти са статистически значими. Понеже дължината на динамичния рег е по-малка от 15 члена, то следва да се използва коефициентът на Нойман (Мишев, Гоев, 2010, с. 216). Числовата стойност на коефициента на Нойман е равна на  $k=N.d/(N-1)=$

$14.1,441908/13=1,552824$ , където  $d$  е коефициента 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) не се установява наличието на автокорелация, защото  $k' < k < k''$ , ( $k'=1,2725$ ;  $k''=3,3458$ ).



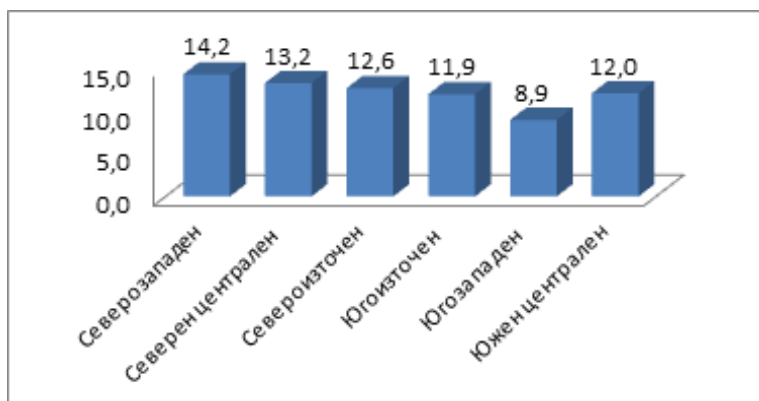
**Фигура 12.** Зависимост между безработицата и икономическия растеж в България за периода 2000-2015 г. (линеен регресионен модел)

Тълкуванието на коефициентите на регресионното уравнение показва, че при увеличаване на безработицата с един процентен пункт, реалният БВП намалява с 0,97% спрямо предходната година. Съгласно получените резултати, за да не се допусне увеличаване на текущата безработица, е необходимо реалният годишен БВП на България да нараства спрямо предходната година с 2,23%.

Зависимостта между безработицата и икономическия растеж е изследвана и за отделните райони в България – Северозападен, Северен централен, Североизточен, Югоизточен, Югозападен и Южен централен район. Използвани са годишните данни

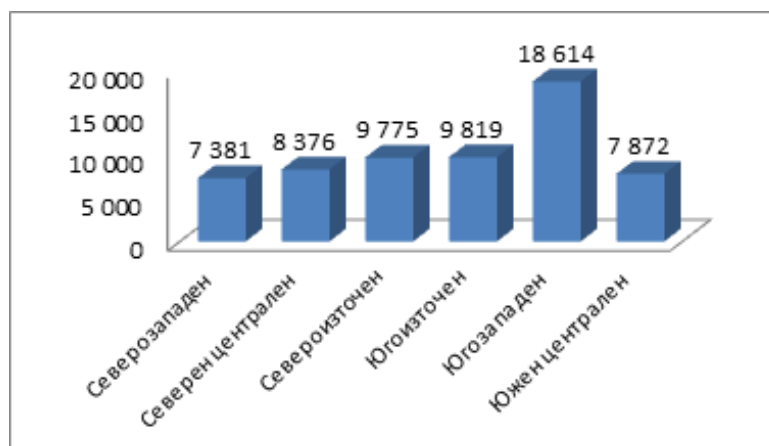
за реалния БВП и за равнището на безработица за периода 2003-2014 г. (Разликите на величините (т.е. ΔY, Δu) са спрямо предходната година) (фигура 12).

Както се вижда от фигура 13, съществува голяма диференциация в равнището на безработица по региони. През 2014 г. най-високо е равнището на безработицата в Северозападния район (14,2%), а най-ниско е в Югозападния район (8,9%), т.е. разликата е 5,3 пр. пункта. За сравнение, през 2003 г. разликата между най-високото (Североизточен район – 20,1%) и най-ниското равнище на безработица (Южен централен район – 11%) е 9,1 пр. пункта.



**Фигура 13.** Равнище на безработица за 2014 г., по райони  
Източник: НСИ

## Икономическо развитие



**Фигура 14.** БВП на човек от населението за 2014 г., по райони

Източник: НСИ

Значителни са различията в отделните райони и по отношение на показателя БВП на човек от населението (фигура 14). През 2014 г. този показател има най-голяма стойност в Югозападния район (18 614 лв.), а най-малка стойност – в Северозападния район (7381 лв.), т.е. разликата е 11 233 (около 60% от максималната стойност). През 2000 г. разликата между най-високата (Югозападен район – 4596 лв.) и най-ни-

ската стойност на този показател (Южен централен район – 2570 лв.) е 2026 лв., т.е. около 44% от максималната стойност.

Съществува определена зависимост между стойностите на двата показателя по региони – например през 2014 г. на най-ниската стойност на показателя БВП на човек от населението съответства най-висока стойност на равнището на безработица и обратно.

**Таблица 7.** Резултати от регресионния анализ за променливите  $\Delta Y.100/Y$  (зависима променлива),  $\Delta x$ . Регионално равнище, годишни данни

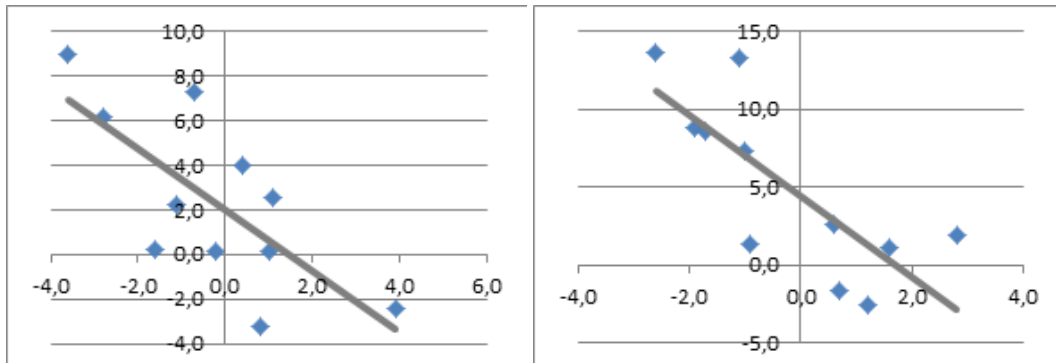
| Район                   | Коефициенти | Стандартна грешка | t-статистика | Вероятност |        |
|-------------------------|-------------|-------------------|--------------|------------|--------|
| Северозападен район     | $\alpha$    | -0.252897         | 1.037966     | -0.243647  | 0.8130 |
|                         | $\beta$     | -0.858909         | 0.646210     | -1.329148  | 0.2165 |
| Северен централен район | $\alpha$    | 1.196580          | 0.946320     | 1.264457   | 0.2378 |
|                         | $\beta$     | -0.935662         | 0.517381     | -1.808460  | 0.1040 |
| Североизточен район     | $\alpha$    | 2.287052          | 1.246787     | 1.834358   | 0.0998 |
|                         | $\beta$     | -0.935135         | 0.434843     | -2.150513  | 0.0600 |
| Югоизточен район        | $\alpha$    | 2.010041          | 0.869492     | 2.311742   | 0.0461 |
|                         | $\beta$     | -1.374757         | 0.438145     | -3.137678  | 0.0120 |
| Югозападен район        | $\alpha$    | 4.410901          | 1.151209     | 3.831537   | 0.0040 |
|                         | $\beta$     | -2.597117         | 0.709376     | -3.661130  | 0.0052 |
| Южен централен район    | $\alpha$    | 1.981551          | 1.008553     | 1.964746   | 0.0810 |
|                         | $\beta$     | -0.577420         | 0.513461     | -1.124564  | 0.2899 |

| Показател / район                        | Северо-западен | Северен централен | Северо-източен | Юго-източен | Юго-западен | Южен централен |
|--|----------------|-------------------|----------------|-------------|-------------|----------------|
| Коефициент на гетерминация               | 0.164084       | 0.266535          | 0.339435       | 0.522420    | 0.598284    | 0.123204       |
| Коригиран коефициент на гетерминация     | 0.071205       | 0.185039          | 0.266039       | 0.469356    | 0.553649    | 0.025782       |
| Стандартна грешка на оценката            | 3.442324       | 3.123042          | 4.016505       | 2.859957    | 3.786305    | 3.341409       |
| Сумата от квадратите на остатъците       | 106.6464       | 87.78052          | 145.1908       | 73.61418    | 129.0250    | 100.4851       |
| Логаритмична функция на правдоподобие    | -28.10225      | -27.03152         | -29.79917      | -26.06351   | -29.14993   | -27.77495      |
| F-статистика                             | 1.766636       | 3.270526          | 4.624705       | 9.845025    | 13.40388    | 1.264643       |
| Вероятност (F-статистика)                | 0.216506       | 0.103988          | 0.059987       | 0.011973    | 0.005226    | 0.289871       |
| Средно значение на зависимата променлива | -0.268514      | 1.366701          | 2.924644       | 2.359979    | 4.953934    | 1.929058       |
| Дисперсия на зависимата променлива       | 3.571838       | 3.459469          | 4.688262       | 3.926068    | 5.667313    | 3.385334       |
| Информационен критерий на Akaike         | 5.473137       | 5.278458          | 5.781667       | 5.102456    | 5.663624    | 5.413628       |
| Критерий на Schwarz                      | 5.545481       | 5.350802          | 5.854012       | 5.174800    | 5.735969    | 5.485972       |
| Критерий на Hannan-Quinn                 | 5.427534       | 5.232855          | 5.736064       | 5.056853    | 5.618021    | 5.368025       |
| Коефициент на Durbin-Watson              | 2.307936       | 1.404495          | 2.135675       | 2.874408    | 1.984301    | 0.892112       |

Както се вижда от таблица 7, получените регресионни модели и коефициенти не са статистически значими, с изключение на тези, отнасящи се за Югоизточния и Югозападния район. За посочените два модела се получават съответно следните стойности за коефициента на Нойман:  $k = 3,0955163$  и  $2,1369395$ . При сравнение на емпиричните с теоретичните стойности, не се установява автокорелация:  $k^I = 1,2725$ ;  $k^{II} = 3,3458$ . Линеините регресионни модели за тези два района се описват чрез следните уравнения (виж също фигура 15):  
 $\Delta Y_{100}/Y = 2,010041 - 1,374757 \cdot \Delta u + \varepsilon$   
(Югоизточен район);  
 $\Delta Y_{100}/Y = 1,151209 - 2,597117 \cdot \Delta u + \varepsilon$   
(Югозападен район).

Съгласно получените резултати, при увеличаване на безработицата в Югоизточния район с един процентен пункт, реалният БВП намалява с 1,37% спрямо предходната година. За да не се допусне увеличаване на текущата безработица, е необходимо реалният годишен БВП на Югоизточния район да нараства спрямо предходната година с 2,01%. По аналогичен начин при увеличаване на безработицата в Югозападния район с един процентен пункт, реалният БВП намалява с 2,60% спрямо предходната година. За да не се допусне увеличаване на текущата безработица, е необходимо реалният годишен БВП на Югозападния район да нараства спрямо предходната година с 1,15%.





Фигура 15. Зависимост между безработицата и икономическия растеж за периода 2003-2014 г., Югоизточен и Югозападен район (линеен регресионен модел).

### Изводи и заключение

От настоящото изследване може да се направят следните изводи:

- За коефициента на Оукън ( $\beta$ ) на национално равнище (изразяващ се чрез формула (1)), се получават следните стойности: 0,741940 (тримесечни данни, изменение спрямо предходното тримесечие); 0,860200 (тримесечни данни, изменение спрямо съответното тримесечие на предходната година); 0,971991 (годишни данни, изменение спрямо предходната година). Следователно, средната стойност на коефициента ( $\beta$ ) на Оукън на национално равнище е около 0,9.
- 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.
- Съгласно получените линейни регресионни модели, за да не се допусне увеличаване на безработицата е необходимо реалният БВП да нараства спрямо предходния период с 1,44% (тримесечни данни), с 5,71% (тримесечни данни) или с 2,23% (годишни данни), т.е. да нараства средно с 3,13%.
- При тези условия, една стимулираща политика за ограничаване на безработицата трябва да се съобразява със следните обстоятелства: **Първо**, при увеличаване на текущата безработица с 1 процентен пункт, реалното съвкупно производство намалява спрямо предходния период с около 0,9%; **Второ**, за поддържане на стабилна заетост и недопускане на безработица, реалното съвкупно производство (БВП) трябва да нараства спрямо предходния период с около 3,13%.
- В националната икономика текущото равнище на безработицата за 2015 г. е 9,1%. За да се постигне намаление на безработицата например с 2 процентни пункта е необходимо да се осигури годишен растеж на реалното съвкупно производство от 4,93%, т.е. 1,8% за намаление на текущата безработица от 9,1% на 7,1% (при съотношение 0,9 : 1) и 3,13% за поддържане на стабилна заетост.
- Сезонният фактор оказва изключително силно влияние върху равнището на безработица и върху реалния БВП на България. Влиянието на сезонния фактор е по-силно изразено при показателя реален БВП, в сравнение с показателя равнище на безработица.
- Ако се допусне, че установените закономерности ще се запазят и през прогно-

зирания период, то равнището на безработица ще нараства, а стойността на реалния БВП също ще нараства, но с бавни темпове, т.е. икономиката трудно ще преодолява негативните последици от икономическата криза.

- Статистически значими регресионни модели и коефициенти са получени само за Югоизточния и Югозападния район, а за останалите райони (Северозападен, Северен централен, Североизточен и Южен централен район) съответните модели и коефициенти не са статистически значими. Стойностите на коефициента на Оукън ( $\beta$ ) за Югоизточния и Югозападния район са по-големи от получените стойности на национално равнище.
- Едно и също нарастване на безработицата води до по-голямо намаление на БВП в Югозападния район, в сравнение с Югоизточния район. За да не се допусне увеличаване на безработицата, БВП в Югоизточния район трябва да нараства в по-голяма степен в сравнение с БВП в Югозападния район.

В бъдеще обхватът на анализа би могъл да бъде разширен, като се изследва спецификата на растежа на регионално и на национално равнище и се включат други определящи фактори, освен равнището на безработица.

### Цитирани източници:

Велев, М., 2014. Изследване на зависимостта между реалното съвкупно производство и равнището на безработица в България. *Икономически изследвания*, 3, стр. 58-91.

(Veleв, M., 2014. Izsledvane na zavisimostta mezhdu realnoto savkupno proizvodstvo i ravnishteto na bezrobotitsa v Bulgaria. *Ikonomicheski izsledvaniya*, 3, str. 58-91.)

Йоцов, В., 2013. Икономическият растеж през призмата на външния сектор. *Икономическа мисъл*, 6, стр. 3-19.

(Yotsov, V., 2013. Ikonomicheskiat rastezh prez prizmata na vanshnia sektor. *Ikonomicheska missal*, 6, str. 3-19.)

Мишев, Г., В. Гоев, 2010. Статистически анализ на времеви редици. София: „Авангард прима”.

(Mishev, G., V. Goev, 2010. Statisticheski analiz na vremevi redove. Sofia: "Avangard prima")

Национален статистически институт, <http://www.nsi.bg> [Accessed 21 July 2016].

(Natsionalen statisticheski institut. <http://www.nsi.bg> [Accessed 21 July 2016].)

Нейчева, М., 2015. Ефекти на средното и висше образование върху икономическия растеж: коинтеграционен модел за България. *Икономически изследвания*, 24 (4), стр. 82-106.

(Neycheva, M., 2015. Efekti na srednoto obrazovanie varhu ikonomicheskiya rastezh: kointegratsionen model za Bulgaria. *Ikonomicheski izsledvaniya*, 24 (4), str. 82-106.

Пиримова, В., 2007. Зависимост между икономическия растеж и безработицата в България. Научни трудове на УНСС, Том II, стр. 57-84. <http://research.unwe.bg/br11/2.pdf> [Accessed 29 August 2016].

(Pirimova, V., 2007. Zavisimost mezhdu ikonomicheskiya rastezh i bezrobotitsata v Bulgaria. Nauchni trudove na UNSS, Tom II, str. 57-84. <http://research.unwe.bg/br11/2.pdf> [Accessed 29 August 2016].)

Пиримова, В., 2014. Цикличност в икономиката: Форми, източници, механизми. София: Издателски комплекс – УНСС.

(Pirimova, V., 2014. Tsiklichnost v ikonomikata: Formi, iztochnitsi, mehanizmi. Sofia: Izdatelski kompleks – UNSS)

Ралева, С., 2013. Инфлация и икономически растеж: Теория, методология, емпирика. София: Издателски комплекс – УНСС.

- (Raleva, S., 2013. Inflatsia i iкономически растеzh: Teoria, metodologia, empirika. Sofia: Izdatelski kompleks – UNSS)
- Рангелова, Р., 2011. „Europe 2020” Strategy and Bulgaria’s economic growth. *Икономическа мисъл*, 7, с. 31-54.
- (Rangelova, R., 2011. „Europe 2020” Strategy and Bulgaria’s economic growth. *Икономическа мисъл*, 7, с. 31-54.)
- Станев, Ст., 2009. Финансово развитие и икономически растеж в България, 1991-2006 г. (иконометричен анализ по логиката на производствената функция). Българска народна банка.
- (Statev, St., 2009. Finansovo razvitie i iкономически растеzh v Bulgaria, 1991-2006 g. (ikonometrinen analiz po logikata na proizvodstvenata funktsia). Balgarska narodna banka)
- Adanu, K., 2005. A cross-province comparison of Okun’s coefficient for Canada. *Applied Economics*, 37, pp. 561-570.
- Ball, L., J. T. Jalles and P. Loungani, 2015. Do forecasters believe in Okun’s Law? An assessment of unemployment and output forecasts. *International Journal of Forecasting*, 31(1), pp. 176-184.
- Ball, L., D. Leigh, and P. Loungani, 2013. Okun’s law: fit at fifty? (No. w18668). National Bureau of Economic Research. <http://www.nber.org/papers/w18668> [Accessed 29 August 2016.]
- Christopoulos, D., 2004. The relationship between output and unemployment: Evidence from Greek regions. *Papers in Regional Science*, 83, pp. 611-620.
- Daly, M., J. Fernald, Ò. Jordà and F. Nechio, 2014. Interpreting deviations from Okun’s Law. FRBSF Economic Letter, 12.
- Eurostat, <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/> [Accessed 21 July 2016].
- Freeman, D., 2000. A regional test of Okun’s Law. *International Advances in Economic Research*, 6, pp. 557-570.
- Harris, R. and B. Silverstone, 2001. Testing for asymmetry in Okun’s law: A cross-country comparison. *Economics Bulletin*, 5, pp. 1-13.
- Okun, A. M., 1962. Potential GNP: Its Measurement and Significance. American Statistical Association, Proceedings of the Business and Economic Statistics Section, Washington, pp. 98-103.
- Perman, R. and C. Tavera, 2007. Testing for convergence of the Okun’s law coefficient in Europe. *Empirica*, 34(1), pp. 45-61.
- Schnabel, G., 2002. Output trends and Okun’s law. Bank for International Settlements, Working Paper, No. 111, April.
- Villaverde, J. and A. Maza, 2009. The robustness of Okun’s law in Spain, 1980-2004: Regional evidence. *Journal of Policy Modeling*, 31(2), pp. 289-297.