

КАК ВЛИЯЕ РЪСТЪТ НА МИНИМАЛНАТА РАБОТНА ЗАПЛАТА ВЪРХУ ЗАЕТОСТТА В БЪЛГАРИЯ?

*ИКОНОМЕТРИЧНА ОЦЕНКА НА БАЗА ПАНЕЛ ОТ ОБЛАСТНИ ДАННИ ЗА
БЪЛГАРИЯ ЗА ПЕРИОДА 2003-2013 Г.*

Проектът „Активно гражданство и добро управление в борба с бедността“ се финансира в рамките на Програмата за подкрепа на НПО в България по Финансовия механизъм на Европейското икономическо пространство 2009-2014 г.

Този документ е създаден с финансовата подкрепа на Програмата за подкрепа на неправителствени организации в България по Финансовия механизъм на Европейското икономическо пространство. Цялата отговорност за съдържанието на документа се носи от Институт за пазарна икономика и при никакви обстоятелства не може да се приема, че този документ отразява официалното становище на Финансовия механизъм на Европейското икономическо пространство и Оператора на Програмата за подкрепа на неправителствени организации в България.

<http://www.ngogrants.bg/>

Съдържание

Въведение	3
Преглед на литературата	6
Емпирично изследване за България: Влияе ли вдигането на МРЗ върху заетостта сред нискоквалифицираните?	8
Изводи	13
Използвана литература	15

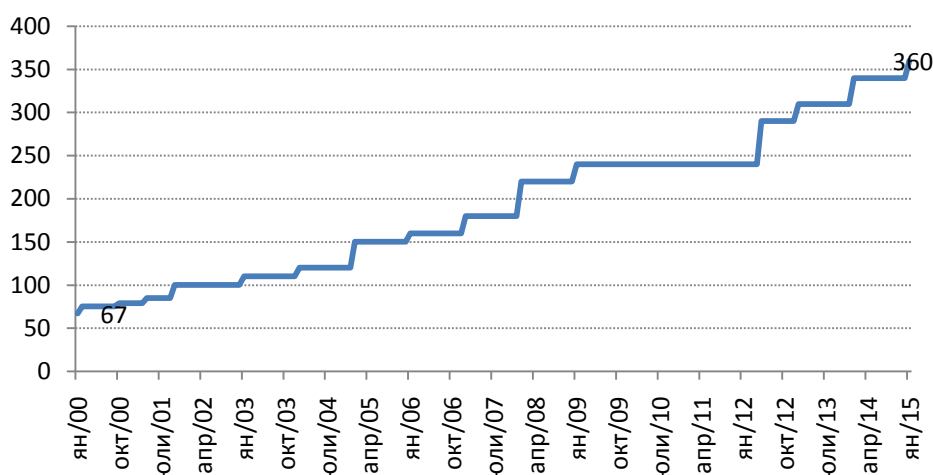
Въведение

Влиянието на минималната работна заплата върху заетостта от години е обект на академичен интерес и централна тема в редица емпирични изследвания. Някои от тези изследвания разглеждат влиянието на въвеждането и покачването на минималната работна заплата (МРЗ) върху съществуващата заетост, като резултатите варират от нулев, през нисък отрицателен до значителен негативен ефект. Разглеждат се както заетостта като цяло, така и заетостта в определени групи – младежи, ниско образовани, неквалифицирани или нискоквалифицирани, дългосрочно безработни и др.

Други изследователи се фокусират върху ефектите от динамиката на минималната заплата не върху съществуващата заетост, а върху новите работни места. Резултатите от тези изследвания като цяло са по-единодушни за наличието на ясен отрицателен ефект от покачването на минималната заплата върху създаването на заетост от фирмите.

За България, обаче, доколкото ни е известно, все още не е публикувано емпирично изследване, анализиращо влиянието на динамиката на МРЗ върху заетостта в страната. В същото време, минималната заплата расте с бързи темпове през последните години, като за периода между 2000 и 2013 г. е нараснала от 75 лева до 340 лева, т.е. над 3,5 пъти¹ или с 353%.

Размер на минималната работна заплата, лв.



Източник: Постановления на Министерски съвет

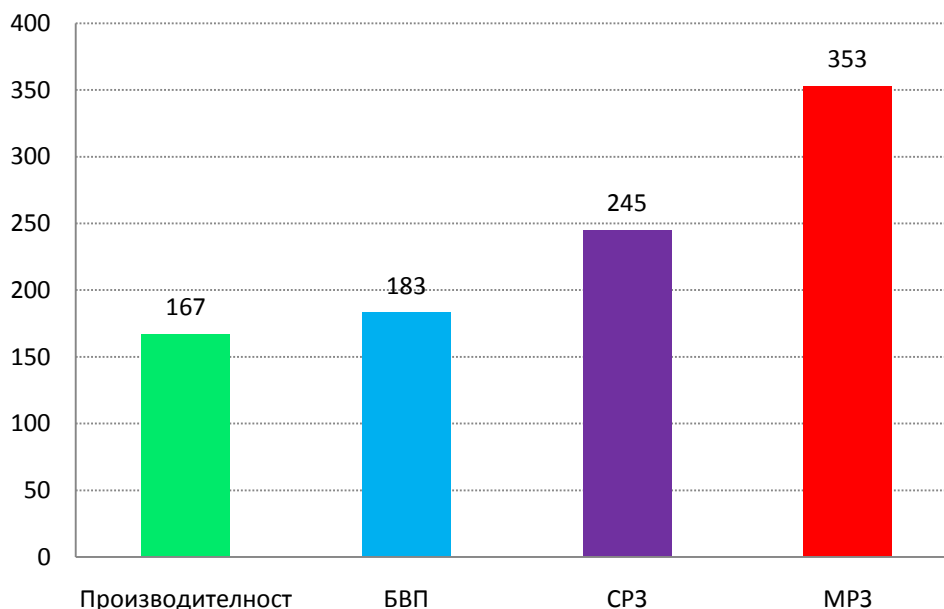
За сравнение, за същия период средната заплата се е увеличила с 245%, от средно 224 лева през 2000 г. до 775 лева през 2013 г. Т.е. ръстът на минималната заплата изпреварва този на средната с над 100 процентни пункта. По този начин и съотношението между минималната и средната заплата също расте с бързи темпове, от 33% през 2000 г. до 44% през 2013 г.

Ако сравним ръста на МРЗ с този на съвкупното производство, разликите в темповете на нарастване са още по-значителни. За изследвания период (между 2000 и 2013 г.) БВП номинално нараства с едва 183%, т.е. около два пъти по-бавно от минималната заплата. Производителността на труда, която теоретично би следвало да бъде най-добрата отправна точка и база за сравнение що се отнася до заплатите, расте дори с по-бавни темпове от БВП. Производителността на труда, измерена като БВП на един отработен човекочас (в текущи

¹ Трябва да се отчита и фактът, че покачването на минималната заплата автоматично повишава и средната, т.е. покачването на средната заплата би било по-ниско, ако се коригира за този статистически ефект.

цени), нараства със 167% през 2013 г., съпоставено с 2000 г. При най-ниско квалифицираните този ръст е много вероятно да бъде още по-малък.

**Кумулативен номинален ръст на избрани
променливи, 2013 г. спрямо 2000 г., %**

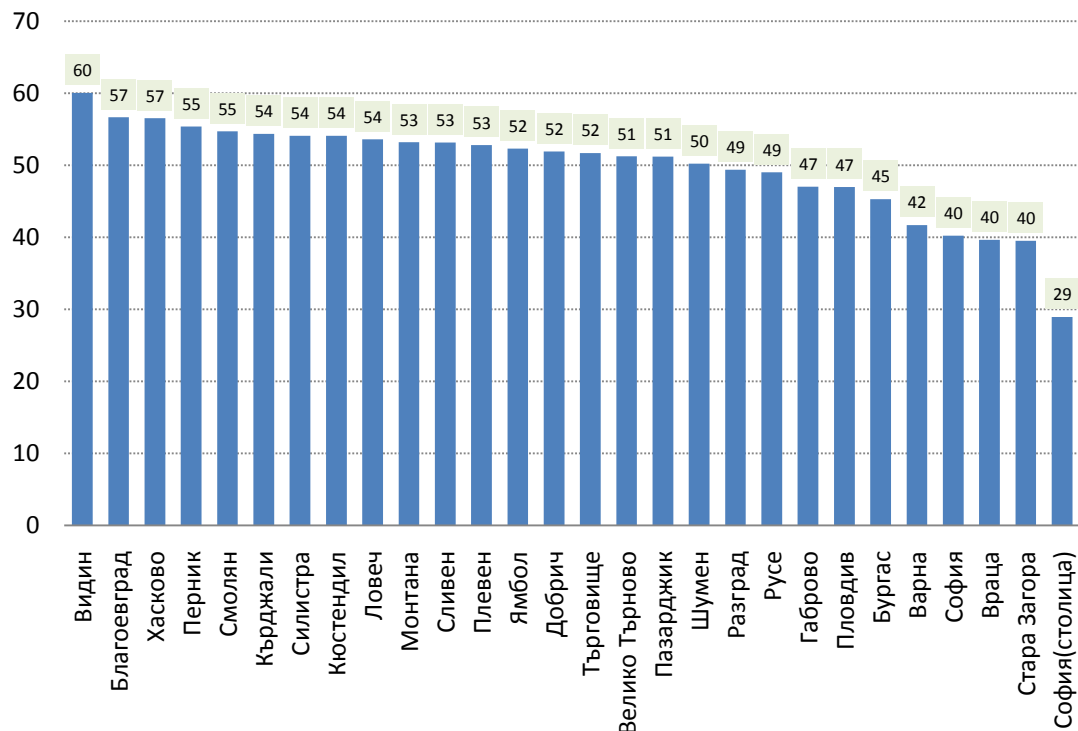


Източник: НСИ, Постановления на МС

Разликите в заплащането между регионите също са значителни, което предполага и различни ефекти от вдигането на МРЗ в отделните части на страната. През 2013 г. най-високата средна брутна годишна заплата, очаквано, е отчетена в София (столица) – 12 949 лева. На другия полюс се намира област Видин, където средната годишна заплата е 6 294 лева, т.е. разликата е над 2 пъти. През 2000 г. тази разлика, по това време между област Смолян (с най-ниска брутна заплата) и столицата (с най-висока), е 1,5 пъти. Разликите в заплащането също растат бързо последните години – това се вижда ясно от показатели като стандартното отклонение и отношението между областта с най-ниско средно заплащане и тази с най-високо за конкретната година. Стандартното отклонение нараства от 11% от средната заплата през 2000 г. до 14% през 2013 г., а отношението между най-ниската и най-високата годишна областна заплата намалява от 64,8% до 48,6% за същия период.

Данните за заплатите на областно ниво показват и притеснително приближаване на минималната заплата към средната. През 2000 г. най-високото съотношение между МРЗ и средната заплата е било отчетено в Смолян и е достигало 41%, т.е. минималната заплата е била равна на 41% от средната. През 2013 г. това съотношение вече прехвърля 50% в повечето области, като в област Видин дори достига 60%.

Съотношение между МРЗ и средната брутна заплата по области за 2013 г., %



Източник: НСИ, Постановления на МС

Ако трябва да се обобщи, минималната работна заплата нараства с бързи темпове от 2000 г. насам, като растежът ѝ чувствително изпреварва както ръста на икономиката и производителността, така и дори този на средните заплати в икономиката. Регионалните различия в заплащането също са големи, което предполага и различни потенциални ефекти от тази политика в отделните райони на страната. През 2014 г. МРЗ продължава да расте с бърз темп (до 360 лв. от януари и до 380 лв. от юли), а средносрочната бюджетна рамка предвижда тя да достигне 420 лева от началото на 2016 г. и 450 лв. – от началото на 2017 г. Предвид тази политика и средносрочния план тя да продължи да се прилага, е изключително важно да се изследва и отчита ефектът върху заетостта, особено на най-уязвимите групи на пазара на труда, преди да се пристъпи към поредното покачване на минималните възнаграждения.

Целта на настоящата разработка е да запълни липсата на емпирични изследвания върху ефектите от покачването на минималната работна заплата върху заетостта в България. По-конкретно, изследвани са ефектите от повишаването на МРЗ върху заетостта сред най-ниско образованите, както и върху създаването на нови работни места. За нуждите на изследването е конструиран панелен иконометричен модел с областни данни за периода 2003-2013 г.

Преглед на литературата

Някои изследвания показват, че покачването на минималната заплата има минимално или никакво влияние върху заетостта. Сред тях могат да се споменат следните публикации:

- [Employment and the Minimum Wage: Evidence from Recent State Labor Market Trends](#) (Chapman), 2004 – изследването се фокусира върху ефекта на МРЗ върху заетостта чрез проследяване на данните за различните нива на МРЗ в различните щати на САЩ. Авторът не открива директна връзка размера на МРЗ и данните за измененията в заетостта, а еластичността е оценена на -0,01, което статистически е незначително. Трябва да се отбележи, че авторът разглежда всички групи заети и не разделя висококвалифицираните от нискоквалифицираните.
- [Employment Outlook](#), ОИСР, 2006 – докладът на ОИСР разглежда възможните ефекти при различни нива на МРЗ. Авторите отчитат, че при високо ниво на МРЗ, възможностите за работа на младежите и нискоквалифицираните вероятно биха били по-малки. Въпреки това, като цяло не се наблюдава значим ефект от установената в европейските страни МРЗ върху общата заетост.

В същото време друга група изследвания доказват отрицателен ефект от повишаването на МРЗ върху заетостта. Едни от най-цитираните изследователи още от началото на 90-те години на миналия век са Neumark and Wascher. Те правят серия от анализи на влиянието на МРЗ върху заетостта, особено що се касае до младежката заетост. През 1992 г. те представят свое изследване на безработицата в САЩ за 15-годишен период, което разкрива, че еластичността на заетостта по отношение на промяната на МРЗ варира от -0,1 до -0,2 за заетите на възраст 16-19 години и от -0,15 до -0,2 за тези между 16 и 24 години. Тоест, **увеличение на МРЗ с 10% ще предизвика 1-2% намаляване на заетостта сред тийнейджърите и 1,5-2% сред хората на 16-24 години**. През следващите години те продължават да изследват тези връзки като добавят нови данни и публикуват още изследвания по темата. През 2007 г. двамата автори правят [мощабен преглед на литературата](#) за влиянието на МРЗ върху заетостта. Събирането на близо 100 изследвания от целия свят, направени през последните 20 години, потвърждава още веднъж **негативната връзка между увеличаването на минималната заплата и заетостта**.

Друго често цитирано изследване е това на Brown, Gilroy, Kohen от 1982 г., [The Effect of the Minimum Wage on Employment and Unemployment](#). Авторите използват различни модели, за да изследват влиянието на МРЗ върху заетостта и безработицата и разкриват, че еластичността на заетостта сред младежите спрямо МРЗ е между -0,1 и 0,3, т.е. **увеличение на МРЗ с 10% ще увеличи младежката безработица с 1-3%**.

Проучване в Съединените щати и Франция, [Minimum Wages and Employment in France and the United States](#) (Abowd, Kramarz, Margolis, 1999) пък показва, че **1% увеличение на МРЗ намалява вероятността от продължаване на трудовата заетост с 0,4% за мъжете и 1,6% за жените**. Авторите правят и интересен паралел между двете държави. През 80-те години на миналия век младежката заетост във Франция спада сериозно, когато МРЗ се вдига на няколко пъти. В същото време МРЗ в САЩ намалява, а заетостта сред младежите се повишава.

Друго по-ново изследване върху влиянието от покачването на МРЗ върху заетостта е правено през 2008 г. в Португалия, [The Impact of Minimum Wages on Employment in a Low-Income Country](#) (Alatas, Cameron). Изследването разкрива, че минималната заплата оказва голямо влияние върху заетостта в малките предприятия. Авторите емпирично доказват, че **10% повишаване на МРЗ води до 3,1-5,5% спад в заетостта в малките фирми**.

Един от най-новите доклади, които емпирично разглеждат ефектите от МРЗ беше публикуван през юли 2013 г. Анализът, [Effects of the Minimum Wage on Employment Dynamics \(Meer & West\)](#), стъпва на алтернативен подход, който измерва как увеличаването на МРЗ влияе върху динамиката на заетостта (т.е. нетния ръст на работните места), а не върху общия брой заети.

Изследването доказва, че **10% увеличение на МРЗ води до половин процентен пункт намаление на нетния ръст на работните места и 1,2% по-ниска обща заетост спрямо сценарий без вдигане на МРЗ (в рамките на следващите пет години)**. Авторите заключват, че увеличаването на МРЗ възпира появата на нови работни места, които иначе биха се открили.

Като цяло, прегледът на съществуващата литература показва количествен превес на емпиричните изследвания, които доказват наличието на отрицателни ефекти върху заетостта от покачването на минималната заплата в съответната страна или група страни. Тези ефекти са или върху съществуващата заетост или върху новата заетост (т.е. създаването на работни места).

Емпирично изследване за България: Влияе ли вдигането на МРЗ върху заетостта сред нискоквалифицираните?

Зависима променлива

Предвид липсата на достатъчно дълъг динамичен ред за заетостта сред различните групи на пазара на труда, използваме областни данни с цел увеличаване на броя на наблюденията. На тази база е конструиран панелен модел с фиксирани ефекти² за периода 2003-2013 г. Данните са годишни и изчерпателни за всички 28 области на страната.

С цел открояването на ефектите от влиянието на динамиката на минималната заплата върху заетостта сред нискоквалифицираните, като **зависима променлива е използван коефициентът на заетост сред населението с начално и по-ниско образование**, като предоставените от НСИ данни обхващат населението на възраст между 15 и 64 г. Този показател може да се счита като най-доброто възможно приближение на заетостта сред най-нискоквалифицираните в страната предвид наличните разбивки на националните и областни данни за заетостта в България.

Проверката за стационарност на данните за заетостта сред населението с начално и по-ниско образование показва липса на единичен корен (т.е. липса на тренд), т.е. наличие на стационарност, което означава, че не е необходимо да се преобразуват оригиналните данни и могат да се използват в този си вид за модела.

Независими променливи

Като независими променливи в модела са включени следните показатели:

1/ фаза от икономическия цикъл

Използваният показател за фазата от икономическия цикъл, в която всяка област се намира през съответната година, е реалният растеж на БВП (годишни данни). Предвид това, че НСИ публикува единствено номинални стойности за годишния брутен вътрешен продукт по области (т.е. в текущи цени, но не е в постоянни цени или физически обеми), номиналните стойности са дефлирани с имплицитния дефлатор за националния брутен вътрешен продукт. Принципно, един по-добър подход от статистическа и икономическа гледна точка би бил областните данни за номиналния БВП да се дефлират с подходящ областен ценови индекс или областен БВП дефлатор. За съжаление, обаче, нито НСИ, нито друга институция изчислява такива индекси/дефлатори за България на областно ниво, което налага използването на имплицитния дефлатор на БВП на национално ниво.

Имплицитният дефлатор на БВП на национално ниво, от своя страна, е изчислен като разлика между номиналните данни (в текущи цени) за БВП и съответно данните за БВП във физически обеми. Това изчисление е приложено за всяка от годините от изследвания период. Полученият по този начин индекс (дефлатор) е използван, за да се изчислят реалните темпове на растеж на областните икономики за всяка от разглежданите години. За тази променлива – реален растеж на БВП на областно ниво - тестът за стационарност (т.е. всички тестове, внедрени в E-views)

² Тестът на Hausman, който помага да се избере по-подходящата форма на панелния модел – с фиксирани или със случайни ефекти, на база на използваните данни препоръчва панелен модел със случайни ефекти. Въпреки това, ако се отчете фактът, че данните са изчерпателни и включват всичките 28 области и ако се разгледат остатъците на модела при случайни ефекти и при фиксирани ефекти, то тогава би било препоръчително да се използва модел с фиксирани ефекти. Затова и избраният модел е панел с фиксирани ефекти.

също показва липса на тренд, което дава възможност тя да се използва също без допълнително преобразуване.

С включването на показател за фазата от икономическия цикъл, в която се намират областните икономики, моделът ще изолира очаквания ефект от промяната в макроикономическата конюнктура върху заетостта (вкл. и заетостта сред тези с начално и по-ниско образование).

Очакваният коефициент пред променливата за реалния растеж на БВП е положителен, т.е. очаква се създаване на заетост и за нискоквалифицираните при ръст на местната икономика и съкращаване на работни места при рецесия.

2/ минимална работна заплата

С включването на този показател бихме искали да изследваме потенциалния ефект от покачването на МРЗ върху заетостта сред нискоквалифицираните (т.е. тези с начално и по-ниско образование). Предвид това, че МРЗ през годините се е променяла както от началото на януари съответната година, така и от началото на други месеци, а моделът използва единствено годишни данни за всички променливи, то годишните данни за МРЗ представляват среднопретеглени стойности от минималните заплати през годината. Теглата за претеглянето на тези средни са броят на месеците, в които съответната МРЗ е била приложима.

Предвид това, че МРЗ следва ясен възходящ тренд през изследвания период (2003-2013 г.), то не е изненада, че тестът за стационарност показва наличие на единичен корен, т.е. липса на стационарност. Предвид това, че зависимата променлива (коефициент на заетост сред населението с начално и по-ниско образование) е стационарна и предвид целта на модела, а именно - да покаже дали и съответно доколко влияе промяната в МРЗ върху заетостта сред най-ниско квалифицираните, статистическата серия за МРЗ е включена в модела, без да претърпи трансформация. В противен случай интерпретацията на потенциалните коефициенти на корелация се затруднява.

Очакваният коефициент пред минималната заплата, ако променливата се покаже като статистически значима, е отрицателен, т.е. очакванията са покачванията на МРЗ да водят до загуба на работни места сред най-ниско квалифицираните.

3/ съотношение между минималната заплата и средната заплата за съответните области, по години

Включването на тази променлива в модела е водено от хипотезата, че по-силен ефект от покачването на МРЗ върху заетостта сред нискоквалифицираните би имало в по-слабо развитите области, т.е. в тези, в които и заплатите като цяло са относително по-ниски. Т.е. колкото по-близка е МРЗ до средната заплата за областта, толкова и очакваният ефект от покачването на МРЗ върху заетостта сред най-ниско квалифицираните би бил по-силен.

За да се получи тази производна променлива, са използвани данните на НСИ за brutните годишни заплати по области и националното годишно ниво на МРЗ (втората независима променлива в модела). В модела е включено съотношението между средните заплати и МРЗ по области и по години. Повечето тестове за стационарност показват липса на единичен корен, така че приемаме, че такъв няма и не е нужно преобразуване на променливата.

Очакваният знак пред коефициента на тази променлива също е отрицателен, т.е. очакваме отрицателна зависимост между нея и заетостта сред тези с начално и по-ниско образование. Ако тази променлива е статистически значима и с отрицателен коефициент, това би означавало следното: колкото по-близка е МРЗ до средната заплата и съответно съотношението между МРЗ и средната заплата – по-голямо, толкова по-голяма би била загубата на заетост.

Резултати

Резултатите от иконометричния модел показват, че съществува корелационна зависимост между минималната заплата и икономическия цикъл от една страна, и заетостта сред населението с начално и по-ниско образование, от друга. В същото време, коефициентът пред съотношението между МРЗ и СРЗ, макар и статистически значимо при 5% значимост, носи положителен знак, който трудно можем да обясним на база икономическата теория и сходни изследвания до момента. Единственото възможно обяснение би могло да бъде в лошото качество на данните за средната брутна заплата по области. Предвид високия дял на сивата икономиката, особено сред малките и средни предприятия, в по-слабо развитите области и в някои сектори с относително ниски заплати и нискоквалифициран труд, това обяснение би могло да бъде меродавно.

Предвид това, променливата за съотношението между МРЗ и средната заплата е изключена от окончателния вариант на панелния модел, т.е. единствените независими променливи в модела са минималната заплата и реалният темп на растеж на областните икономики.

Резултатите от обработката на иконометричния панелен модел в E-views са следните:

Dependent Variable: ZAETOST_NACHALNO_OBR				
Method: Panel Least Squares				
Date: 05/11/15 Time: 10:59				
Sample: 2003 2013				
Periods included: 11				
Cross-sections included: 28				
Total panel (unbalanced) observations: 281				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	20.96750	0.610988	34.31735	0.0000
MRZ	-0.014439	0.002996	-4.818589	0.0000
GDP_GROWTH	0.004020	0.002029	1.981798	0.0486
Effects Specification				
Cross-section fixed (dummy variables)				
R-squared	0.789902	Mean dependent var		18.17722
Adjusted R-squared	0.765628	S.D. dependent var		5.881823
S.E. of regression	2.847509	Akaike info criterion		5.031388
Sum squared resid	2035.186	Schwarz criterion		5.419824
Log likelihood	-676.9100	Hannan-Quinn criter.		5.187173
F-statistic	32.54068	Durbin-Watson stat		0.881260
Prob(F-statistic)	0.000000			

Зависимостта между независимите променливи и зависимата променлива може да се изпише в следния вид:

$$ZAETOST_NACHALNO_OBR = C - 0,014*MRZ + 0,004*GDP_GROWTH$$

Коефициентите и пред минималната заплата, и пред променливата за фазата на икономическия цикъл са в унисон с очакванията, показвайки съответно отрицателна зависимост между заетостта сред тези с начално и по-ниско образование и равнището на МРЗ, от една страна, и положителна зависимост между заетостта в тази група от населението и

реалния растеж на областните икономики. И двете променливи – МРЗ и икономически растеж – са статистически значими при 5% значимост, както показват t-статистиките и съответните вероятности.

По-просто казано, всяко покачване на МРЗ, например, с 10 лева, ще доведе до 0,14 процентни пункта спад на заетостта сред най-нискоквалифицираните. **При ръст със 100 лева ефектът ще е намаление на заетостта в тази група с 1,4 процентни пункта.**

В същото време, връзката между фазата на икономическия цикъл и заетостта сред тези с начално и по-ниско образование, макар и статистически значима и в очакваната посока (т.е. положителна корелация), е по-слаба. С други думи, ускоряване на икономическия растеж с 1 процентен пункт ще доведе до 0,004 процентни пункта ръст на коефициента на заетост в групата на най-ниско образованите. Този резултат вероятно показва и високата степен на структурна безработица в тази група от населението, т.е. дори и при висок растеж на икономиката, те трудно си намират работни места поради липсата на (по-високо) образование.

R-squared, включително и коригираният R-squared, е достатъчно висок, за да показва наличието на силна корелационна връзка между независимите променливи, от една страна, и зависимите, от друга. R-squared и коригираният R-squared са съответно 79% и 76,6%. F статистиката също показва добър резултат за модела, тъй като показва, че двете независими променливи **заедно** са статистически значими, т.е. показаната зависимост е малко вероятно да е плод на случайността.

Единствено статистиката на Дърбин-Уотсън не е достатъчно близо до 2, което е практическото правило за липса на автокорелация в остатъците. Възможно обяснение на този резултат е потенциалното изпускане на други независими променливи, които също биха могли да влияят върху нивата на заетост сред най-нискоквалифицираните – например различни социални, образователни и културни фактори, фактори на средата, етническата принадлежност, общностните традиции, профила на местната икономика и т.н., за които обаче трудно могат да се намерят съответните количествени променливи на ниво област. Т.е. тази статистика не отменя доказаната корелационната връзка между включените в модела независимите променливи и зависимата променлива, но сигнализира, че моделът би могъл да се усъвършенства, като се добавят и други независими променливи и се изследва доколко също биха могли да имат обяснителна сила.

Тук е мястото да се отбележи, че към по-ранните версии на модела беше добавена и трета променлива – съотношение между МРЗ и брутната работна заплата (на наетите по трудово и служебно правоотношение) по области. Това съотношение беше използвано като измерител за нивата на трудовите доходи (и съответно – степента на цялостно икономическо развитие) в различните области. Очакванията бяха, че в по-изостаналите области, с относително по-ниски трудови доходи, т.е. там, където националната минимална заплата е по-близка до средната, потенциалното негативно влияние върху заетостта сред най-ниско квалифицираните ще бъде и по-силно. Накратко, очакванията бяха за отрицателен коефициент пред тази променлива – т.е. ако расте съотношението между МРЗ и средната заплата, заетостта намалява и обратно. Резултатите, обаче, бяха неочаквани и трудно обясними, а именно - положителен коефициент пред тази променлива, т.е. колкото по-близо е МРЗ до средната заплата, толкова и заетостта е по-голяма. Възможно обяснение за този противен на икономическата логика резултат би могло да бъде лошото качество на данните за заплатите в България – най-вече заради значителния дял на сивата икономика сред малките и средните предприятия (виж, например, резултатите от анализите на АИКБ по проект [„Ограничаване и превенция на неформалната икономика“](#)). Широко разпространена практика е или да не се сключват трудови договори, или тези договори да са официално сключени на ниска заплата (равна на МРЗ или минималния осигурителен доход) с цел облекчаване на данъчно-осигурителната тежест и съответно – постигане на по-ниски разходи за труд, а останалото да се получава от работника „на ръка“. В

потвърждение на тази масова практика е и факта, че [статистиката на НСИ за заплатите](#) продължава да показва по-високи заплати в общественния сектор спрямо тези в частния сектор – разлика, която би била оспорена с наблюдения от практиката от всяка агенция за подбор на персонал, работеща на българския пазар. Може би големият сив сектор при трудовоправните отношения и съответно – нереалните нива на brutните заплати, отчитани от статистиката, е и причината за неочаквания положителен коефициент през тази променлива. Липсата на логическо (от икономическа гледна точка) обяснение зад този коефициент и сериозните притеснения за качеството на данните за brutната заплата съответно ни накарва да извадим тази променлива от модела.

Причинно-следствена връзка между МРЗ и заетостта сред най-ниско квалифицираните

Освен доказаната корелационна връзка между минималната заплата и заетостта сред най-ниско образованите, би било интересно да се провери дали има причинно-следствена връзка между тези две променливи и в каква посока е тя. Една такава възможност, която иконометрията предоставя, е теста за каузалност на Гранджер. Този тест проверява единствено и само за наличието на прогностична каузалност, т.е. доколко миналите стойности на една променлива имат способността да предсказват бъдещите стойности на друга променлива.

В случая бихме искали да проверим дали миналите стойности на МРЗ предсказват достатъчно добре бъдещите стойности на заетостта сред най-ниско квалифицираните.

Ето какво показват и резултатите от Теста за каузалност на Гранджер (с включен 1 лаг за всяка от променливите в съответните уравнения):

Pairwise Granger Causality Tests			
Date: 06/09/15 Time: 11:04			
Sample: 2003 2013			
Lags: 1			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
ZAETOST_NACHALNO_OBR does not Granger Cause MRZ	280	0.67635	0.4116
MRZ does not Granger Cause ZAETOST_NACHALNO_OBR		10.6794	0.0012

На база на по-горните резултати не можем да отхвърлим нулевата хипотеза, че заетостта сред тези с начално и по-ниско образование не е фактор за промяната в МРЗ. В същото време обаче категорично отхвърляме хипотезата, че МРЗ не е фактор за динамиката на заетостта сред тези с начално и по-ниско образование. Т.е. тестът показва, че причинно-следствената връзка тече само в една посока, от МРЗ към заетостта сред тези с начално и по-ниско образование. С други думи **резултатите показват убедително, че се наблюдава причинно-следствена връзка (в смисъла на прогностичната каузалност) от МРЗ към заетостта сред най-ниско квалифицираните.**

Изводи

Направеният анализ на база панел от данни на областно ниво за периода 2003-2013 г. привежда **ясни иконометрични доказателства в подкрепа на тезата, че нивото на минималната работна заплата влияе негативно върху заетостта сред най-ниско образованите в България.** И докато резултатите от подобни изследвания по света не са еднозначни, в случая с България можем да твърдим, че покачването на минималната работна заплата взема своя дан от заетостта на тези, които работят за най-ниските възнаграждения.

Този „данък заетост“ има своето конкретно количествено измерение – **всяко вдигане на минималната работна заплата със 100 лева води до съкращаването на коефициента на заетост сред тези с начално и по-ниско образование средно с 1,4 процентни пункта.** При положение, че коефициентът на заетост традиционно е много нисък в тази група на пазара на труда - варира от около 9% до около 26% в различните области през 2013 г., едно такова намаление на заетостта в отговор на покачването на МРЗ изобщо не е за подценяване. В зависимост от областта, това означава, че всеки 100 лева повишение на МРЗ води до загуба между около 16% и 5% от съществуващата заетост.

Причинно-следствената връзка от минималната заплата към заетостта се потвърждава убедително от т.нар. Тест за каузалност на Гранджер. Тестът потвърждава прогностичната сила, която минали стойности на минималната заплата имат за бъдещи стойности на коефициента на заетост сред най-ниско квалифицираните. Т.е. обратно на широкоразпространеното виждане, че вдигането на МРЗ няма значим ефект върху заетостта, областните данни за България и приложения панелен модел към тях показват, че покачването на МРЗ е **фактор** за загубата на заетост сред най-нискотквалифицираните.

Тези резултати потвърждават икономически интуитивното очакване, че покачването на цената на труда вследствие на повишаване на минималните възнаграждения принуждава работодателите да съкращават работници или да преминават в сивия сектор. Този процес обикновено започва именно от най-ниско производителните, които са и масата от тези, работещи на минимална заплата. България, както показва и разработения модел, не е изключение – вдигането на минималната заплата води до съкращаване на формалната заетост и заетостта въобще именно на най-ниско квалифицираните.

Представеното емпирично изследване за България, което покрива един относително дълъг период от 11 години и всички области в страната, цели да запълни липсата на (публични) изследвания за влиянието от вдигането на минималната заплата върху заетостта. Предвид постоянното покачване на минималната работна заплата последните години, без оглед на цялостната икономическата обстановка и ситуацията на пазара на труда, подобен анализ е крайно необходим.

За периода между 2000 г. и 2013 г. минималната заплата нараства номинално с 353%, като нейният ръст изпреварва всички ключови икономически променливи, които биха могли да се използват за сравнение – БВП, производителност на труда, средни заплати. Всъщност анализът потвърждава отдавнашните притеснения на редица икономисти, че вдигането на МРЗ се случва за сметка на заетостта на най-ниско квалифицираните. Имайки предвид резултатите от анализа, е все по-малко чудно защо заетостта сред най-ниско квалифицираните е на такива ниски нива и минава дори под 10% в някои от по-слабо развитите области.

Ако трябва да обобщим, планираното вдигане на минималната заплата от 340 лева през 2013 г. (последната от изследвания период) до 450 лева през 2017 г. може да се очаква да доведе до понижение на коефициента на заетост сред тези с начално и по-ниско образование с 1,54 процентни пункта. Т.е. ако заетостта сред населението на 15-64 години с основно и по-ниско образование е била 17,5% през 2013 г., **планираното вдигане на МРЗ се прогнозира да доведе до намалението на коефициента на заетост в тази група до под 16% през 2017 година.** Ако

приемем, че работната сила сред тези с начално и по-ниско образование остане непроменена между 2013 и 2017 г., то **това намаление в коефициента на заетост би означавало загуба на 26 272 работни места.**

Тези доказани негативни ефекти върху заетостта трябва да се отчитат от правителството и цялото общество всеки път, когато се обсъжда поредното вдигане на минималната работна заплата. Защото не всички, които работят на минимална заплата, ще се радват на по-високи доходи след покачването ѝ - десетки хиляди просто ще изгубят работата си. Решението дали да се повиши МРЗ би следвало да бъде осъзнат избор на по-ниска заетост сред най-ниско квалифицираните.

Предвид направения анализ, ИПИ препоръчва да се замрази покачването на минималната заплата в бъдеще, с цел да се предотврати по-нататъшната загуба на работни места сред една от най-уязвимите групи на пазара на труда – тези с начално и по-ниско образование. В противен случай, коефициентът на заетост в тази група ще достигне критично ниски нива, а безработицата и икономическата неактивност ще продължат да нарастват.

Използвана литература

Abowd, J., Kramarz, F. and D. Margolis, *Minimum Wages and Employment in France and the United States* / National Bureau of Economic Research, 1999

Allegretto, S., Dube, A. and M. Reich, *Do Minimum Wages Really Reduce Teen Employment? Accounting for Heterogeneity and Selectivity in State Panel Data* / Institute for Research and Employment, 2011

Atlas, V., Cameron, L., *The Impact of Minimum Wages on Employment in a Low-Income Country: A Quasi-Natural Experiment in Indonesia* / ILR Review, Vol. 61, 2008

Brown, C., Gliroy, C. and A. Kohen, *The Effect of the Minimum Wage on Employment and Unemployment* / Journal of Economic Literature, 1982

Brown, C., *Minimum Wages, Employment, and the Distribution of Income* / University of Michigan and NBER, 1999

Chapman, J., *Employment and the Minimum Wage: Evidence from Recent State Labor Market Trends* / Economic Policy Institute, 2004

Meer, J., West, J., *Effects of the Minimum Wage on Employment Dynamics* / Texas A&M University and NBER, Massachusetts Institute of Technology, 2015

Neumark, D., Salas, J.M. and W. William, *More on Recent Evidence on the Effects of Minimum Wages in the United States* / IZA Journal of Labor Policy, 2014

Neumark, D., Wascher, W., *Minimum Wages* / The MIT Press Cambridge, Massachusetts, 2008

Neumark, D., Wascher, W., *Minimum Wages and Employment* / Foundations and Trends in Microeconomics, Vol. 3, 2007

OECD, *OECD Employment Outlook*, 2006