

THE MINIMUM WAGE AND MINIMUM WAGE EMPLOYMENT IN THE RUSE DISTRICT DURING THE PERIOD 2007-2017⁵⁴

Assist. Prof. Aleksandar Kosuliev, PhD

Department of Economics

Faculty "Business and Management"

University of Ruse, Bulgaria

Tel.: +359 82 888 557

E-mail: akosuliev@uni-ruse.bg

***Abstract:** Estimating the effects of minimum wage changes on employment in Bulgaria is difficult, because the National Statistical Institute in principle does not officially publish data on the number of the people, who are employed at the minimum wage, and researchers have to resort to indirect measures. The paper uses a unique database, assembled from press releases of the Statistical Institute's territorial bureau in Ruse, who as an exception included unofficially that indicator in the labour survey during the period 2007-2017. The data is examined using autoregressive distributed lags models.*

***Keywords:** Labour, Labour Market, Employment, Minimum Wage, Wages.*

***JEL Codes:** J21, J31, J42*

ВЪВЕДЕНИЕ

Въпросът за влиянието на минималната работна заплата върху заетостта е обект на значителен интерес в икономиката на труда. Налице са голям брой изследвания, които проверяват за наличието на такова влияние, проведени в различни контексти - географски, демографски, законови и т.н. В България също има опити да се даде оценка на това влияние, но за съжаление тя се сблъсква с ограничеността на данните, което съответно оказва негативно влияние върху последващия анализ. В настоящия доклад е представена база данни за наетите на минимална заплата в Област Русе, която позволява прилагането на статистически методи.

ИЗЛОЖЕНИЕ

Данни за наетите на минимална заплата

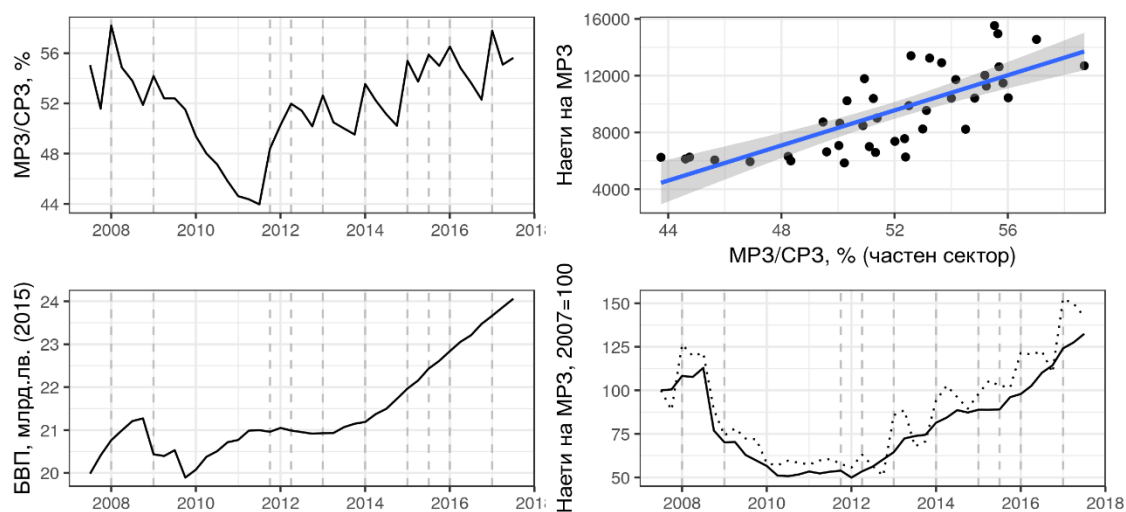
В България няма официален и достъпен източник на информация за броя на наетите на минимална работна заплата. Националният статистически институт не публикува такива данни, както и Националният осигурителен институт. Индиректно може да се заключи какъв е дялът им спрямо всички наети в определен момент във времето от отговори на министъра на финансите в рамките на парламентарния контрол. Също така приблизителна оценка за този показател спорадично се прави от синдикатите, а и може да се екстраполира от някои анкетни проучвания сред работещите предприятия. Тези източници обаче дават моментна снимка на трудовия пазар в това отношение, което не позволява проследяването на промените в тяхната динамика, съответно отсъствието на времеви ред стеснява възможностите за иконометричен анализ.

В периода 2007-2017 г. в тримесечните си прессъобщения за състоянието на пазара на труда в Област Русе пред медиите Териториалното статистическо бюро на ОСИ Русе обявява и данните за броя на наетите на минимална работна заплата. Използвайки публикации в регионалните медии, е конструиран почти пълен времеви ред⁵⁵ от третото тримесечие на 2007 г. до третото тримесечие на 2017 г. (с изключение на последното тримесечие на 2010 г.). Тъй

⁵⁴ Докладът е част от резултатите в изпълнение на проект 2020-ФБМ-01, финансиран от Фонд „Научни изследвания“ на Русенски университет „Ангел Кънчев“.

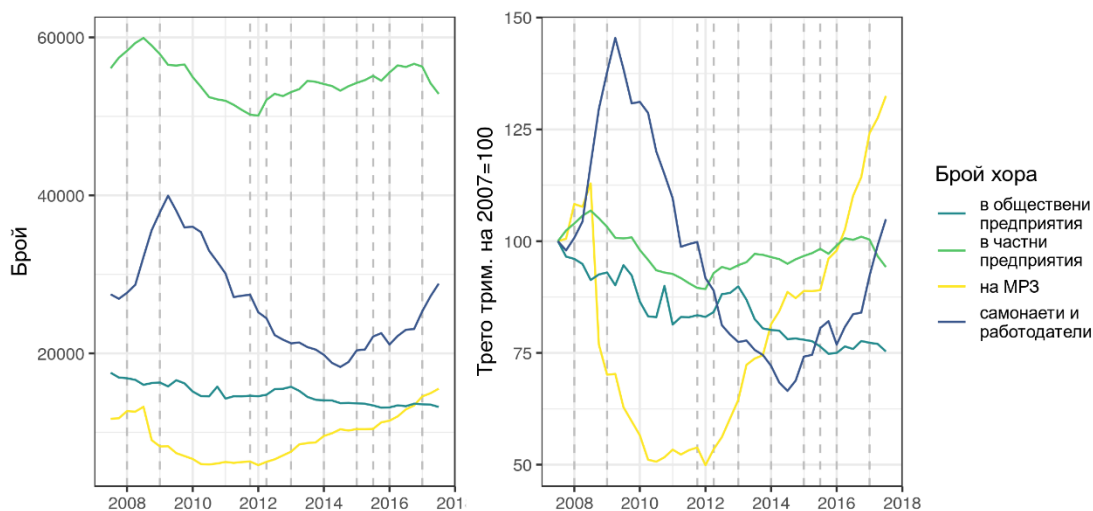
⁵⁵ Времевият ред е достъпен на адрес: <https://bit.ly/naetimrzuse>

като липсващите данни са малко, може да се направи интерполация на реда, без това да окаже значително влияние при последващата им обработка.



Фиг. 1. Минимална заплата и наети на минималната работна заплата през 2007-2017 г. в Област Русе (тримесечни данни)

На Фиг. 1 е показана динамиката на промените в броя на наетите на минимална работна заплата в Област Русе долу вдясно (плътната линия са сезонно изгладените данни), движението на съотношението между минималната заплата и средната заплата в частния сектор в областта - горе вляво, както и промените в БВП по базисни цени от 2015 г. като контролна променлива. Вертикалните пунктирани линии са точки във времето с увеличение на минималната заплата. В горния десен квадрант е показана регресионната линия, изчислена по метода на най-малките квадрати. На пръв поглед увеличението на съотношението на минималната към средната заплата (MP3/CP3) е в права зависимост с броя на наетите на минимална заплата. Но трябва да се има предвид, че MP3/CP3 в конкретния случай расте, когато икономиката се намира в състояние на подем (след 2012 г.), при което броят на наетите в частния сектор като цяло се увеличава (Фиг. 2). От 2009 г. до края на 2011 г. не е регистрирано повишение на минималната заплата и се наблюдава спад в MP3/CP3, което е съпътствано от намаление в общата заетост. Може да се предположи, че в кризисния период работодателите са съкращавали приоритетно персонала, нает на минимална заплата, тъй като фирмите обикновено инвестират в подготовката и обучението на по-високоплатените кадри повече средства, което прави по-неизгодно освобождаването им по време и повторното наемане след кризата.



Фиг. 2. Заети по видове в Област Русе през 2007-2017 г. в Област Русе (тримесечни данни)

Моделът на линейна регресия потвърждава правата зависимост между броя наети на минимална заплата и МРЗ/СРЗ, контролирайки за стопанския цикъл и промените в населението в областта. Въпреки че коефициентите са статистически значими, резултатите не могат да бъдат приети заради наличието на серийна корелация, установена чрез тест на Дърбин–Уотсън. Необходимо е използването на друг иконометричен модел.

Иконометричен модел

Много често “класическите” иконометрични модели се оказват неадекватни, защото допускат наличието на стационарност на времевите редове (средната и дисперсията оставят постоянни), когато това условие всъщност не е изпълнено. Тогава моделите регистрират зависимости, каквито всъщност няма (Hendry & Juselius, 2000). Възможно решение на този проблем е данните да се трансформират, например като се вземат първите разлики на времевите редове. Алтернативен подход е да се провери за наличието на коинтеграция между времевите редове - дори взети сами по себе си те да имат нестационарен характер, между тях съществува дългосрочна зависимост, която има стационарен характер. В този случай за оценката на дългосрочните коефициенти на зависимост често се използват модели на векторна авторегресия (VAR), които представляват система от уравнения, в рамките на която всяка променлива се обяснява от собствените си стойности от предишни периоди и от предишните стойности на останалите променливи (Hendry & Juselius, 2001). Променливите трябва да бъдат интегрирани от един и същ порядък.

Вместо това може да се приложи модел на авторегресия с разпределени лагове (ARDL). Основното му предимство е в това, че той е валиден при по-малко ограничителни условия (Nkoro & Uko, 2016). Той може да се изчисли, дори ако някои от променливите са стационарни (I(0)), а други са интегрирани от първи порядък (I(1)). Единственото условие в този контекст е да няма променливи, които са интегрирани от втори порядък (I(2)) или по-висок. За разлика от VAR-моделите, при ARDL зависимостта между променливите се представя само с едно уравнение, вместо със система. В това уравнение е значително по-лесно да се определят зависима и независими променливи, като се допуска, че последните имат екзогенен характер.

Изчисляваме три уравнения, следващи модела ARDL и следните стъпки:

- Прилагаме тестове за единичен корен и стационарност на променливите, а именно - подсилен тест на Дики-Фулър, тест на Квятковски-Филипс-Шин-Смит, тест на Зивот-Андрюс. В случай, че няма променлива, която е интегрирана от втори порядък;
- Намираме уравнението с оптималния брой лагове, използвайки информационния критерий на Акайке;

- Калкулират се коефициентите на уравнението;
- Осъществява се диагностика - тест за серийна корелация (на Дърбин-Уотсън), за нормалност (на Шапиро-Уилк) и за хетероскедастичност (на Бройш-Паган) на остатъците. В случай, че тестовете са преминали се преминава към:
- Тест на Песаран-Шин за коинтеграция (F-test и t-test). При наличието на такава:
- Изчислява се коригиран за грешки (репараметризиран) модел на уравнението, за да се разбере каква е краткосрочната динамика и дългосрочните отношения между променливите.

Изчисленията са направени със софтуера *R* и *Rstudio*, използвайки пакета *ARDL*.

Резултати

Тестовете за стационарност и единичен корен дават противоречиви резултати, тъй като се различават в рестриктивността на оценките, но за всяка от променливите поне два от трите теста показват стационарност на $I(0)$ или $I(1)$ и (макар и с известни условности) може да приемем, че никоя от тях не е интегрирана от втори порядък. При тези тестове, както и в самите уравнения, променливите влизат с логаритмично трансформираната си форма.

Променливите, които влизат в уравненията, са:

- Брой наети в частния сектор в Област Русе (*наети*)
- Брой наети на минимална заплата в Област Русе (*наетиMP3*)
- Заплата в частния сектор в Област Русе (*заплата*)
- Отношение на минималната заплата към средната в частния сектор в Област Русе (*MP3запл*)
- БВП по съпоставими цени от 2015 г. (*БВП*)
- Население в трудоспособна възраст в Област Русе (*население*)

При определянето на уравнението с оптималния брой лагове като максимален брой е зададен пет. Това време би трябвало да е достатъчно за промените в минималната заплата да окажат своето влияние върху други величини, защото, тъй като тя е законов минимум, трябва да се спазва още от влизането ѝ в сила. Също така по-дълъг максимален лаг е предпоставка за избор на оптимално уравнение с повече лагове, което би скъсило допълнително неособено дългия времеви ред от 41 тримесечия.

Обобщено уравненията са дадени в Таблица 1 (числата в скобите до променливите посочват броя на лаговете, с които участват; показани са само статистически значимите коефициенти) :

Таблица 1: Спецификация на уравненията и статистически значими коефициенти

У-ие	Зависима променлива	Независими променливи	Статистически значими коефициенти при $p=0.05$	R ²
1	<i>наети</i>	<i>наети</i> (2) + <i>MP3запл</i> (2) + <i>БВП</i> (2) + <i>население</i>	<i>лаг1(наети)</i> [1.05] <i>лаг2(наети)</i> [-0.42] <i>MP3запл</i> [0.10]	0.95
2	<i>наетиMP3</i>	<i>наетиMP3</i> (4) + <i>MP3запл</i> (4) + <i>БВП</i> (5) + <i>население</i> (5)	<i>лаг1(наетиMP3)</i> [0.52]	0.99
3	<i>заплата</i>	<i>тренд(заплата)</i> + <i>заплата</i> (1) + <i>MP3заплата</i> + <i>БВП</i>	<i>лаг1(заплата)</i> [0.70]	0.99

Всяко от уравненията е статистическо значимо и минава тестовете за серийна корелация, нормалност на разпределението и хетероскедастичност на остатъците.

Това позволява да се премине към тест за коинтеграция на Песаран–Шин. Възможни са пет различни варианта според това дали в уравнението има константа или тренд и дали те са ограничени в дългосрочната връзка (Pesaran & Shin, 2001). В случая с оглед на естеството на данните уравнение 1 и 2 влизат с неограничена константа, а уравнение 3 - с неограничена

константа и ограничен тренд. Проведеният *F-test* показва наличието на коинтеграция при всяко от уравненията, но при *t-test* това не се потвърждава.

При това положение няма основание да се заключи, че съществува дългосрочна равновесна връзка между минималната заплата и зависимите величини във всяко от уравненията - наети в частния сектор, наети на минимална работна заплата и заплата в частния сектор. При което остава да се тълкуват коефициентите от ARDL модела без тяхната репараметризация за корекция на грешките. Получените резултати не се поддават лесно на тълкуване - не толкова като изводи от регресионните уравнения сами по себе си, а разгледани в тяхната съвкупност.

Уравнение 1 показва, че броят на наетите в частния сектор е функция на първите два лага на тази променлива и на промените в минималната заплата, като увеличението в МРЗ/СРЗ с 1% води до повишение на заетите в частния сектор с 0,1%. Макар и парадоксална на пръв поглед, в една такава зависимост няма нищо необичайно, ако изхождаме теоретичните модели на монопсон на пазара на труда. Би трябвало обаче общият брой на заетите в частния сектор да се увеличава заедно с броя на наетите на минимална заплата, а въз основа на регресионно уравнение 2 не може да се направи подобно заключение. Само по себе си уравнение 3 също води до малко неочаквани изводи - повишението на минималната заплата не оказва влияние върху средното заплащане в частния сектор. Това би могло да се наблюдава, ако повишението на минималната заплата е догонващо спрямо съществуващите заплати и просто кодифицира една промяна, която така или иначе вече се е осъществила под натиска на пазарните сили. Което е съвместимо с резултатите от уравнение 2 - ако минималната заплата не повишава средната заплата, най-вероятно не оказва влияние върху заплащането и на нископлатения труд, следователно не може да очакваме промяна в броя на наетите на минимална заплата. Въпреки това, остава неясно как подобна хипотеза се съвместява с резултатите от уравнение 1 и по какъв начин повишението на минималната заплата води до покачване на броя на наетите в частния сектор.

Обяснение може да се търси в спецификацията на уравненията, които са изключително чувствителни спрямо променливите, които са включени в тях. Например, ако вместо БВП с числови стойности се включи категорийна променлива за стопанския цикъл, в уравнение 1 населението в трудоспособна възраст става статистически значима променлива, която е в права зависимост с броя на наетите в частния сектор. Това е логично, имайки предвид, че населението в трудоспособна възраст спада с повече от 20 000 души през разглеждания период. Моделът е също така много чувствителен към заложения максимален брой лагове и от там към броя лагове, селектирани в рамките на уравненията по информационния критерий на Акайке.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

В доклада е представена уникална база данни за броя на наетите на минимална работна заплата в Област Русе. Тя е използвана за иконометрична проверка на връзката между минималната заплата, от една страна и броя на наетите на минимална заплата, както и броя на наетите в частния сектор и равнището на средната заплата от друга. Въпреки че уравненията в рамките на използвания модел на авторегресионни разпределени лагове показват статистически значими резултати, те се оказват трудни за интерпретиране от гледна точка на икономическата логика. Тези резултати може да се дължат на конкретната спецификация на модела или е необходимо да се приложи друг модел към наличните данни. При всички положения обаче би било от полза да са налице повече такива данни на областно ниво, което значително би улеснило работата с тях и надеждността на получените иконометрични резултати.

REFERENCES

Hendry, D.F. & Juselius, K. (2000) Explaining cointegration analysis: Part I. *The Energy Journal*. 21 (1), 1–42. doi:10.5547/ISSN0195-6574-EJ-Vol21-No1-1.

Hendry, D.F. & Juselius, K. (2001) Explaining cointegration analysis: Part II. *The Energy Journal*. 22 (1), 75–120. doi:10.5547/ISSN0195-6574-EJ-Vol22-No1-4.

Nkoro, E., & Uko, A. K. (2016). Autoregressive Distributed Lag (ARDL) cointegration technique: application and interpretation. *Journal of Statistical and Econometric Methods*, 5(4). https://econpapers.repec.org/RePEc:spt:stecon:v:5:y:2016:i:4:f:5_4_3

Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289–326. <https://doi.org/10.1002/jae.616>