

Александър Косулиев

**РЕГИОНАЛЕН И СЕКТОРЕН АНАЛИЗ НА
ВЛИЯНИЕТО НА МИНИМАЛНАТА РАБОТНА ЗАПЛАТА
ВЪРХУ ЗАЕТОСТТА**

АКАДЕМИЧНО ИЗДАТЕЛСТВО “РУСЕНСКИ УНИВЕРСИТЕТ”

Русе, 2021 година

Анотация:

Разработката изследва евентуалното влияние на промените в минималната работна заплата върху заетостта от различни гледни точки, използвайки секторни и регионални данни за заплащането и заетостта. Представени са теоретичните модели, които обуславят наличието на подобна зависимост, както и емпирични методи за нейното установяване. Направен е преглед на предишни изследвания. Анализът на секторните и регионалните данни за България в периода 2008-2018 г. не потвърждава емпирично наличието на ефект на минималната заплата върху заетостта.

© Александър Ангелов Косулиев, автор

Дянко Христов Минчев, рецензент

Маргарита Николаева Атанасова, рецензент

Емил Георгиев Трифонов, рецензент

Академично издателство „Русенски университет“

ISBN 978-954-712-857-6

Увод.....	3
Глава 1. Теоретичен анализ на влиянието на минималната работна заплата върху заетостта	9
1.1. При съвършена конкуренция на трудовия пазар	9
1.2. При несъвършена конкуренция на пазара на труда.....	13
1.2.1. Класически монопсон	13
1.2.2. Олигопсон.....	18
1.2.3. Съвременни модели на монопсона.....	23
1.2.4. Двустранно търсене на пазара на труда и функция на напасването	29
1.3. При ефективни заплати	37
Глава 2. Методология на емпиричните изследвания.....	44
2.1. Регресионен анализ на панелни данни	45
2.2. Квази-експерименти.....	49
2.2.1. Разлика в разликите	50
2.2.2. Синтетични контроли	57
2.3. Подбор и особености на променливите в емпиричните изследвания	61
2.3.1. Източници на данни	61
2.3.2. Независими променливи.....	63
2.3.3. Зависими променливи.....	65
2.3.4. Агрегираност на данните, хетерогенност и времеви аспекти на изследванията	67
2.4. Резултати от предишни изследвания.....	70
2.4.1. Минималната работна заплата в развитите и в развиващите се страни	70
2.4.2. Минималната работна заплата в Централна и Източна Европа	71
2.4.3. Минималната работна заплата в България	77
Глава 3. Отраслово и регионално влияние на минималната работна заплата върху заетостта в България	80
3.1. Институционална уредба, динамика и обхват на МРЗ	80

3.2. Минимална работна заплата и заетост на национално равнище.....	82
3.3. Отраслово влияние върху заетостта.....	86
3.3.1. Минимална заплата и заетост по класове професии.....	87
3.3.2. Минимална заплата и заетост по икономически дейности.....	89
3.3.3. Минимална заплата и заетост по икономически дейности и класове професии	94
3.4. Регионално влияние върху заетостта	97
3.5. Отраслово и регионално влияние върху заетостта	107
3.6. Минимална работна заплата и заетост в област Русе.....	110
Глава 4. Анализ на резултатите	115
4.1. Влияние върху средната работна заплата	116
4.2. Неформална икономика.....	128
4.3. Несъвършена конкуренция на трудовия пазар	131
Заключение	134
Използвана литература.....	137
Приложения	146
1. Класове професии според “Национална класификация на професиите и длъжностите” 2011 г.....	146
2. Икономически дейности. Агрегирана номенклатура A21 на базата на КИД-2008	147
3. Икономически дейности. Агрегирана номенклатура A38 на базата на КИД-2008	148
4. Код на областите според Единния класификатор на административно- териториалните и териториалните единици (ЕКАТТЕ).....	150
5. Бележка относно данните и тяхната обработка.....	152
6. Списък на таблиците и фигуранте	153

Увод

Минималната работна заплата безспорно е тема, която привлича значително внимание в академичните среди. Търсене в Google Scholar към момента на писане на настоящата разработка показва, че публикациите, съдържащи в заглавието си фразата “minimum wage” (минимална работна заплата), надхвърлят осем хиляди, а само през 2019 г. броят им превишава триста. Интересът към проблематиката е постоянен, тъй като минималната работна заплата е свързана с фундаментални въпроси, засягащи функционирането на пазарния механизъм и адекватността на държавната намеса по принцип. Освен това конкретното отношение към нея под формата на провеждани политики на пазара на труда потенциално влияе по един съвсем осезаем и непосредствен начин върху голям брой хора и с това интересът към нея се разпростира отвъд тесните академични кръгове. Поставена в такъв контекст, публикационната активност има и известен кампаниен елемент, тъй като въпросът ангажира повече внимание при въвеждане на или при промени в минималната работна заплата в дадена страна или регион. В известен смисъл академичният интерес и провежданите политики в сферата си влияят взаимно. От една страна, всяко по-значително изместване на вижданията в изследователските среди в една или друга посока служи като основание за определени политически искания и промени. От друга страна, реализацията на политиките и последиците от конкретните мерки позволяват провеждането на нови емпирични изследвания и дават възможност за потвърждаването, модифицирането или отхвърлянето на вече съществуващи хипотези, модели и теории и появата на нови такива.

Въпросът за минималната работна заплата е актуален и в българските условия, особено в контекста на различията в степента на икономическото раз-

витие по региони. Очевидни са дисбалансите по отношение на ключови показатели между отделните области и общини в страната, които не засягат само стопанската сфера, но и демографските процеси, здравеопазването, образоването, физическата инфраструктура, качеството на административните услуги и др. Разделението между отделните социални системи е повече концептуално и те не съществуват изолирани една от друга,¹ а взаимосвързаността на изграждащите ги елементи води до това, че някои от тях са детерминанти на развитието в повече от едно измерение. Затова успешните политики и напредъкът в дадена област могат да дадат тласък за развитие и в други области. Почти всеки процес има стопански аспект и стойностно изражение, което му налага определени рамки за развитие, а на индивидуално ниво съществуващето на обективно обусловени материални потребности прави задоволяването на материалните интереси незаобиколим фактор. Степента на задоволяване на тези потребности води до определена поведенческа реакция, а обобщеният израз на множество такива реакции упражнява влиянието си отвъд чисто стопанския живот.

С оглед на горното, минималната работна заплата се явява инструмент, който би могъл да се използва не само като средство за гарантиране на дохода на наемните работници и базов жизнен стандарт. По принцип, основната мотивация зад нея е да осигури такова заплащане, че служителите да се намират над линията на бедността. Но успешното ѝ приложение като инструмент на трудовия пазар може индиректно да допринесе за постигането и на други цели, включително свързани с преодоляването на демографските дисбаланси

¹ Макар че тук се имат предвид системи, на които поне на теория може да се влияе чрез секторни политики, системната взаимозависимост може да се разглежда и на едно по-дълбоко ниво. Виж например Минчев (2013).

и протичащите с противоположен знак и/или различна сила процеси на регионално равнище. Промените в броя на населението по места не са функция само на естествения прираст, а следствие и от миграцията (дори може би в поголяма степен). Проблемите на регионите с намаляващо население в контекста на трудовия пазар не са само ниските равнища на заетост, които стимулират хората да търсят реализацията си другаде, а и ниското заплащане на заетите. Въпросът с работещите бедни, с оглед на тяхното неравномерно разпределение, го прави въпрос от съществено значение както за социалната, така и за регионалната политика.

Колко голямо трябва да бъде увеличението в доходите, за да противодейства на негативните миграционни тенденции, е един аспект на проблема. Друг аспект е доколко това увеличение е постижимо с използването на минималната работна заплата (наричана от тук нататък МРЗ) като инструмент. Тясно свързан с него е въпросът за цената, която се заплаща, защото както в много други случаи, така и в конкретния, прилагането на определени мерки не води единствено до желаните последици. Безспорно е, че първият аспект е важен, но уточняването на еластичността на миграционните потоци спрямо дохода (разглеждан сам по себе си и при съпоставка с другите региони), е отвъд целите на настоящото изследване.

В конкретния случай интерес представлява дали увеличението на минималната работна заплата предизвиква промени в заетостта и ако да, колко големи са те. При определени обстоятелства мярката може да не доведе до цялостно подобрение на пазара на труда. Естествено, по-ниската заетост за сметка на по-високото заплащане не е нещо негативно само по себе си и доколко може да бъде оценено като такова, зависи от това какви са обществените предпочитания. Но е спорно доколко предпочитанията могат да бъдат

агрегирани на обществено ниво и да бъде направена подобна калкулация, когато някои губят работата си, а други са тези, които получават повече от преди, запазвайки заетостта си. Затова е важно да се разбере какви са последиците от повишаването на минималната работна заплата върху заетостта. Естествено, компенсиращите ефекти могат да се проявят и по други канали, например чрез промени в ценовото равнище, но тези възможни последици са засегнати само периферно.

При разглеждането на влиянието на минималната заплата върху заетостта в настоящата разработка е приет подход, при който се върви от общото към частното. Първо е направен обзор на теоретичните модели на пазара на труда и какви изводи могат да се направят от тях във връзка с целите на настоящото изследване. Впоследствие са посочени някои от по-често използванияте подходи и методологическите особености на емпиричните изследвания, чрез които се проверява за наличието, посоката и силата на връзката "МРЗ - заетост". Обзор на предишни изследвания обобщава резултати за тази връзка от останалия свят и от България. Собствените емпирични изследвания и резултатите от тях са представени първоначално на национално ниво, след това на секторно, впоследствие на регионално (движейки се от по-големите единици - области, към по-малките - общини), както и едновременно на секторно и регионално. Накрая е анализирано влиянието на МРЗ върху заетостта в област Русе.

Подходът към изследваната зависимост от толкова много ъгли е продиктуван от това, че поне до този момент, доколкото ни е известно от публикациите, с които сме запознати, не е правен анализ с такъв обем и с толкова детайлна сегментация, а с оглед важността на проблема и неговото разбиране, такъв е необходим. Особеностите на институционалната среда, пазара на

труда в България, честотата на промените на минималната заплата и характера на достъпните статистически данни не позволяват спецификацията на модел, чрез който директно да се установи или отхвърли наличието на зависимост между минималната заплата и заетостта. При тези условия проблемът трябва да бъде обследван по всеки възможен начин, за да се получи цялостна картина от отделните детайли и дори тогава не може да сме сигурни, че тя ще бъде пълна (ако това изобщо е постижимо в обществените науки).

Регионалната сегментация на анализа в случая има не само инструментален характер и не служи единствено за проследяването на ефекта на минималната заплата върху заетостта, а е и цел сама по себе си, защото чрез нея могат да бъдат уловени определени трендове на регионалните трудови пазари и по този начин се поставя акцент върху различията в икономическото състояние на регионите. Макар и с някои изключения, обобщението, че Южна и Северна България не се развиват по един и същ начин, е като цяло валидно. Интересно би било да се наблюдава както дали един инструмент, прилаган на национално ниво, се проявява на това ниво, така и дали ефектът е диференциран регионално и ако да, по какъв начин. Тогава би бил уместен въпросът дали регионалните проблеми трябва да се решават с национални политики или е по-добре да бъдат заместени от пространствено насочени политики, които са съобразени с условията в съответния регион.

Когато се засяга тематика, която може да е от интерес както за широката общественост, така и за специалистите, авторът е изправен пред дилемата към коя група да насочи представянето на тезите си. В това отношение при написването на разработката е търсен баланс. От една страна, за много хора пълното осмисляне на текста ще бъде трудно, защото предполага известна подготовка по икономика и статистика. От друга, за тесните специалисти по

икономика на труда съдържанието на първите глави може да съдържа малко нова информация и интересното за тях ще бъде най-вече при представянето на емпиричните резултати. В най-голяма степен работата е предназначена за хора с базови знания по икономика, които са в състояние да боравят с инструментариума на тази наука, но не са запознати с детайлното му приложение в контекста на трудовия пазар и с различните модели за функционирането му отвъд съвършената конкуренция и чистия монопсон.

Глава 1. Теоретичен анализ на влиянието на минималната работна заплата върху заетостта

1.1. При съвършена конкуренция на трудовия пазар

Основно допускане за поведението на фирмата в икономикса е стремежът към максимизиране на печалбата. На пазара на производствени фактори оптималното количество труд, което фирмата наема, се установява при изравняването на пределните факторни разходи и пределните факторни приходи. Това поведение е рационално и е присъщо за всяка максимизираща фирма без значение от пазарната структура, в която осъществява дейността си. Приемаме, че производството е функция само на използвания труд и капитал, т.е. $Q = f(K, L)$ и печалбата π е представена с

$$\pi = PQ - (wL + rK), \quad (1)$$

където P е цената на крайния продукт, а w и r са заплащането за единица труд L и капитал K . В краткосрочен период капиталът е фиксиран и производството и печалбата се влияят само от промяната в количеството труд, т.е. уравнението на печалбата става $\pi = PQ - wL$. При това положение фирмата ще наема труд, докато той спре да носи печалба:

$$P \frac{\delta Q}{\delta L} - \left(w + \frac{\delta w}{\delta L} L \right) = 0. \quad (2)$$

В горното уравнение $\frac{\delta Q}{\delta L}$ е пределният продукт на труда (MP_L), а $P \frac{\delta Q}{\delta L} = MRP_L$, т.е. приходът от пределния продукт. На свой ред

$$w + \frac{\delta w}{\delta L} L = MFC_L \quad (3)$$

са пределните разходи за труд. Те имат два компонента. От една страна това е заплатата (w), която получава допълнителният служител, а от друга - увеличението на заплатите на всички останали служители ($\frac{\delta w}{\delta L} L$) при изравняването им с новата по-висока заплата, (ако такава е) необходима за привличането на този допълнителен служител (Blair & Harrison, 1992; Boal & Ransom, 1997). За фирма съвършен конкурент такова увеличение няма и вторият компонент е нула, защото тя среща съвършено еластично предлагане на труд. Както е видно от Фигура 1А, повишението на минималната заплата ще доведе до изместване на кривата на предлагане на труд нагоре, а с това и до повишаване на пределните факторни разходи. Следствие от промяната е намаляването на фирмения заетост, което се потвърждава и от уравнение 2, където повишението на стойностите на w ще доведе до намаление на L .

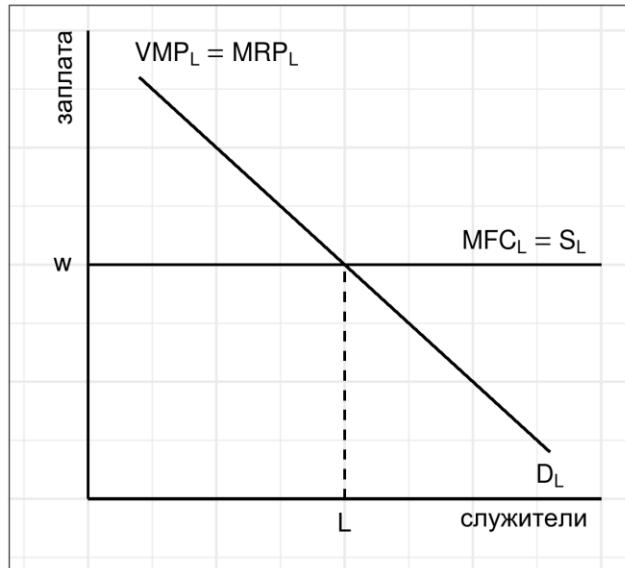
Използвайки като отправна точка на анализа уравнение 1 и неговата форма, при неизменно количество на капитала и печалба, представена само като функция на труда ($\pi = PQ - wL$), може да стигнем до извода, че има и други начини за приспособяване към увеличението на минималната заплата. Кои от тях и доколко ще се реализират, зависи от състоянието на крайните и факторните пазари.

- **Печалба.** Спад в стойността на дясната част на уравнението предполага намаление на стойностите на лявата, което в нашия случай би намерило отражение в по-малка печалба за фирмите. Това е трудно осъществимо в условията на съвършена конкуренция, където фирмите и без това реализи-

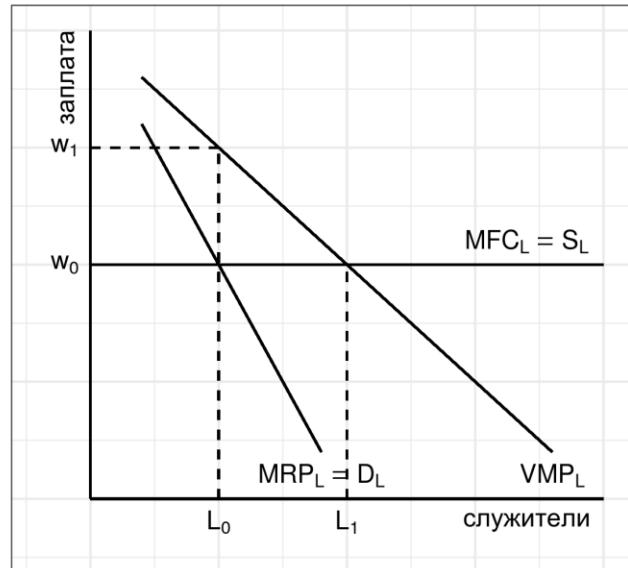
рат нормална печалба, т.е. условие за подобно приспособяване е наличието на икономически ренти (и несъвършена конкуренция). В противен случай част от фирмите ще преустановят дейността си или ще се задейства друг приспособителен механизъм, например ценовият.

- Цени. Ако за отрасъла е характерна съвършена конкуренция, фирмите могат да реагират като повишат цените. Това би било по-успешно при стоки с нееластично търсене. В противен случай тежестта на по-високите заплати за фирмите трудно ще се прехвърли върху потребителите. Друг фактор в случая е географската концентрация на производството. Обикновено промените в МРЗ са локализирани на територията на определени административни единици, но това не означава, че конкуренцията в предлагащето на крайните стоки и услуги е ограничена в рамките само на въпросните административни единици. Ако засегнатите от увеличението на МРЗ фирми се конкурират с такива, които административно-териториално не са обхванати от него, по-вероятно е цените да останат без промяна (Lemos, 2008). Следователно повищението на цените би засегнало повече нетъргуемите, отколкото търгуемите стоки.
- Заместване на едни производствени фактори с други. В дългосрочен план по-високата цена на нискоквалифицирания труд създава стимули за заместването му с по-квалифициран и по-производителен труд или с машини. Възможностите за заместване са определени от вида на конкретното производство. Например, някои сектори в промишлеността се поддават на по-лесна автоматизация от други и като цяло от услугите, макар че с развитието на компютърните технологии и изкуствения интелект това може да се промени в бъдеще.

А) Съвършен конкурент



Б) Монополист на прод. пазар



Фигура 1: Търсене и предлагане на труд във фирма съвършен конкурент и фирма монополист на продуктовия пазар

Макар че допускането за максимизирането на печалбата важи за всяка пазарна структура, това не означава, че структурата няма значение от гл.т. на резултата и изгодата, която извлича фирмата. На Фигура 1Б е показана фирма, която наема служителите си в условията на съвършена конкуренция на факторния пазар, но на пазара на крайни стоки и услуги е монополист. При това положение $P > MR$, което означава, че $MP_L \times P > MP_L \times MR$, т.е. $VMP_L > MRP_L$, което графично е отразено с наличието на двете съответни криви (VMP_L и MRP_L) с обратен наклон. Правилото за максимизиране на печалбата се спазва при $MFC_L = MRP_L$ и служителите ще получават съответстващата на това заплата (w_0), но тя ще бъде по-малка от стойността на пределния продукт (VMP_L), при който заплатата би била (w_1). Освен това, фирмата ще наеме по-малко количество труд спрямо аналогичните условия при съвършена конкуренция ($L_0 < L_1$). Причината за представянето на обща графика на съвършен конкурент на Фигура 1А и на монополист на продуктовия пазар на Фигура 1Б

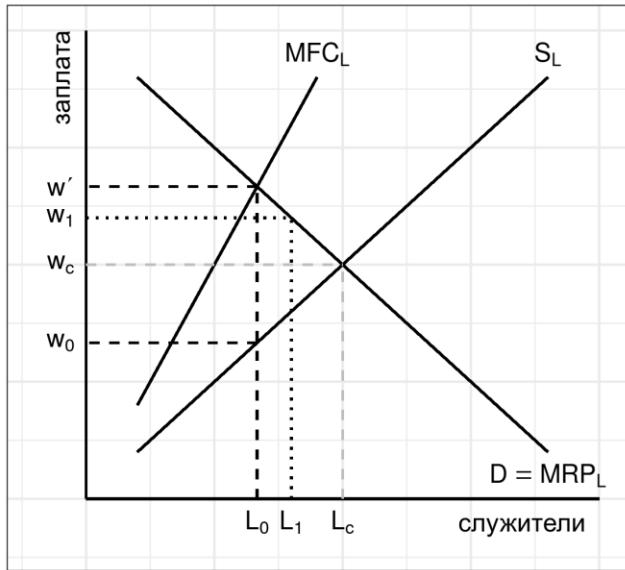
произтича от това, че от гл.т. на минималната работна заплата адаптивната реакция и ефектът върху заетостта ще се проявят в една и съща посока, но с различна сила. И двете фирми са изправени пред съвършено еластична крива на предлагане на труд и по-висока МРЗ ще доведе до по-ниска заетост и в единия, и в другия случай, а възнаграждението на служителите ще се увеличи. Фирмата с монополно влияние на продуктовия пазар обаче има повече възможности да се адаптира към промените посредством повишение на цените, с което поне отчасти повищението на минималната заплата ще се поеме от крайните потребители, а спадът във фирменията заетост ще бъде по-малък.

1.2. При несъвършена конкуренция на пазара на труда

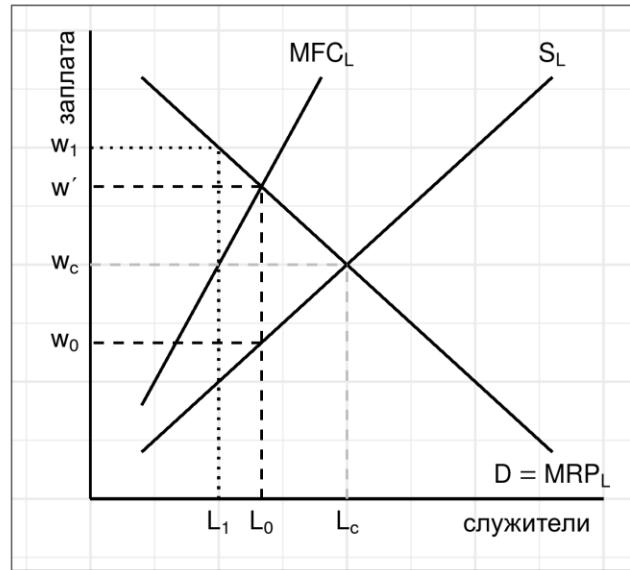
1.2.1. Класически монопсон

Когато фирмата е монопсон и се явява единствен купувач на пазара на труда, нейното положение ѝ позволява да извлече изгода за сметка на служителите си. Но тук минималната работна заплата е в състояние да доведе до преразпределение на тази изгода и по отношение на заетостта са възможни различни резултати според това колко голямо е увеличението на заплатата. Двата основни варианта са показани на Фигура 2А и Фигура 2Б.

А) Положителен ефект



Б) Отрицателен ефект



Фигура 2: Минимална заплата и заетост при монопсон на трудовия пазар

За фирмата монопсон също важи допускането за максимизиране на печалбата. Монопсонът обаче е изправен пред крива $S_L = w$ с положителен наклон - при него в уравнение 3 отношението $\frac{\delta w}{\delta L} > 0$.

Това дава възможност на фирмата да спазва правилото за максимизиране на печалбата $MRP_L = MFC_L$, но да заплаща на труда по-малко, отколкото са пределните факторни разходи за ангажирането му, т.е. $w < MFC_L$. На Фигура 2 равновесната цена на труда е w_0 , а пределните разходи възлизат на w' . Сравнено със свободната конкуренция, при монопсона се наема по-малко количество труд (L_0 вместо L_c), а работниците получават по-ниско възнаграждение (w_0 вместо w_c). Това е свързано с нетна загуба на благосъстояние, която е представена на графиката с триъгълника, заключен между линията на предлагането на труд S_L , линията на търсене на труд D_L и вертикалната пунктирена линия, която върви нагоре от L_0 .

Разликата между пределните разходи, при които фирмата наема работници ($MFC_L = w'$) и заплатата, която те получават (w_0) може да се използва за изчислението на монопсонното влияние на фирмата. Въщност е прието то да се определя като процентното отклонение на заплатата от пределните приходи на труда (Blair & Harrison, 1992; Boal & Ransom, 1997). На Фигура 2 това е $\frac{w' - w_0}{w_0}$, а тъй като в условията на равновесие за фирмата $w' = MRP_L = MFC_L$ и $w_0 = w$, монопсонното влияние BPI може да бъде представено по следния начин:

$$BPI = \frac{MFC_L - w}{w} . \quad (4)$$

Замествайки уравнение 3 в уравнение 4 за MFC_L получаваме:

$$BPI = \frac{w + \frac{\delta w}{\delta L} L - w}{w} = \frac{\delta w}{w} \frac{L}{\delta L} = \frac{1}{\varepsilon} . \quad (5)$$

Тоест, монопсонното влияние е равно на реципрочната стойност на еластичността на предлагането на труд (ε). Съвършеният конкурент среща съвършено еластична крива на предлагане и при него това влияние е нула. Колкото по-нееластична е кривата на предлагането, толкова по-силно ще бъде то. Въвеждането на минимална работна заплата може да повиши заплащането не за сметка на заетостта, а на намаляването на това монопсонно влияние. Според това как е определена МРЗ се наблюдават няколко възможни сценария.

- 1) МРЗ е под w_0 (непоказано). При това положение тя е под стойността на пазарно установената заплата. Въвеждането на МРЗ не оказва влияние върху заплащането и заетостта.

- 2) МРЗ се намира между w_0 и w_c (непоказано). Заплащането на работниците ще се увеличи при намаляващо монопсонно влияние, а заетостта ще се увеличава в посока оптималната точка на заетост при съвършена конкуренция на пазара на труда (L_c). МРЗ ще играе ролята на нова крива на MFC_L до пресичането на S_L (след което ще се продължи по съществуващата крива MFC_L). Въвеждането на МРЗ оказва положителен ефект върху заплащането и заетостта.
- 3) МРЗ се намира между w_c и w' (Фигура 2А). Повишаването на МРЗ в този интервал ще води до отдалечаване на заетостта от оптималното ѝ количество L_c , но въпреки всичко тя ще се установи на по-високо равнище L_1 от изходната позиция L_0 . Повишаването на заплатите и заетостта отнемат от монопсонното влияние на фирмата. Линията w_1 , обозначаваща новата по-висока заплата, изпълнява ролята на MFC_L до пресичането на кривата на търсене на труд на фирмата. Въвеждането на МРЗ оказва положителен ефект върху заплащането и заетостта.
- 4) МРЗ се намира над w' (Фигура 2Б). Монопосонното влияние на фирмата не е достатъчно, за да поеме самостоятелно повишението в заплащането и отвъд това ниво МРЗ действа по същия начин, както и при фирма съвършен конкурент. Въвеждането на МРЗ оказва положителен ефект върху заплащането, но негативен ефект върху заетостта.

Монопосонът в неговата класическа форма се среща рядко. Случайте, когато дадена фирма е единствен работодател в населеното място, са характерни по-скоро за периода на индустриалната революция, отколкото за съвременните икономики. Това се дължи както на промяната в отрасловата структура, така и на развитието на транспортните технологии, които разширяват ареала на потенциалното работно място при зададено местоживееене,

като намаляват както разходите за, така и времетраенето на всекидневните пътувания. Друга възможност за появата на дефакто монопсон са негласните споразумения между работодателите, които, при наличието на подходящите секторни и географски условия, могат да окажат влияние върху заплащането на служителите. Съществуването на такива съглашения обаче се установява трудно, а още по-трудно е да се даде количествена оценка за контрола, който упражняват върху пазара на труда. Това е по-скоро изключение, а в повечето случаи е очевидно, че фирмите си съперничат в привличането на работна ръка, което не означава непременно, че конкуренцията между тях е съвършена. Между монопсона и съвършената конкуренция конкурентният процес се проявява с различни степени на интензивност. Това води след себе си различни резултати, които могат да бъдат обяснени не само от пазарната структура, но и от естеството на динамиката на процесите и неструктурните специфики на средата на търсене и предлагане, както и от самите ресурсни характеристики.

Може да бъде показано (Blair & Harrison, 1992, стр. 143–144), че при вариант, където една фирма доминира на трудовия пазар, но успоредно с нея функционират и по-малки работодатели, монопосонното влияние *BPI* е относително по-слабо, защото зависи от съвкупното поведение и на другите фирми и е представено като

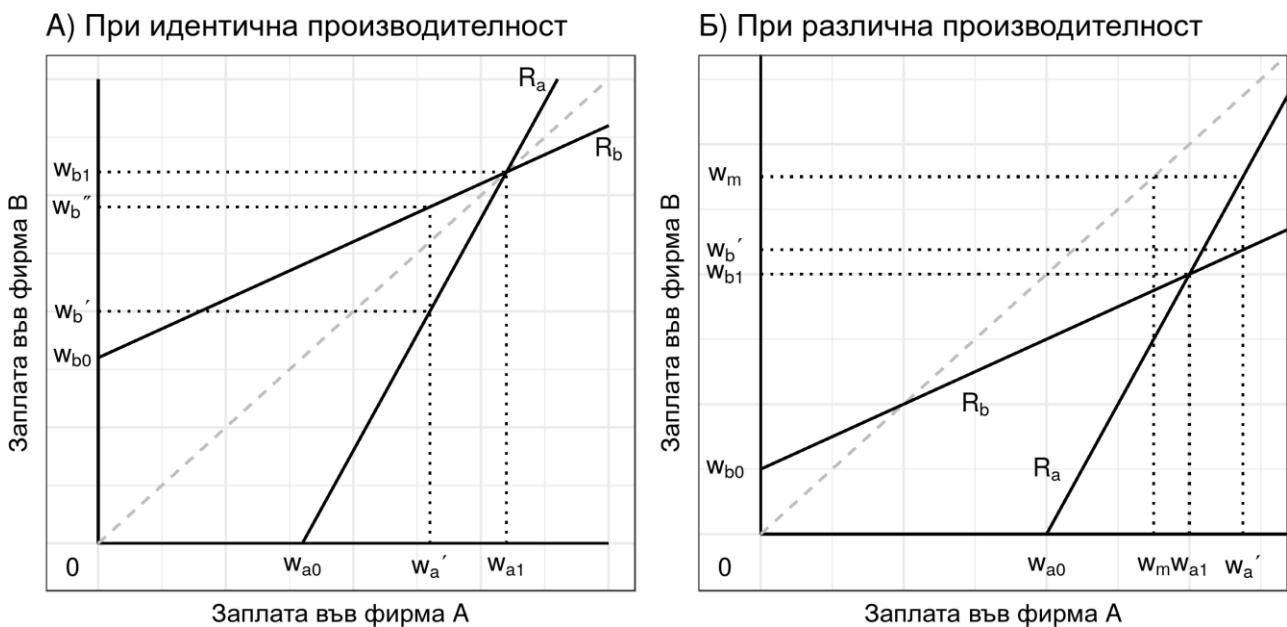
$$BPI = \frac{SH}{\varepsilon + \eta(1 - SH)} , \quad (6)$$

където *SH* е пазарният дял на доминиращата фирма, ε е еластичността на предлагането на труд на пазара като цяло, а η е еластичността на търсене от

всички останали фирми. Уравнението предполага, че по-големият пазарен дял носи и по-голяма монопсонна власт.

1.2.2. Олигопсон

Освен отношенията между една доминираща и много периферни фирми, интерес представлява и съществуването на няколко големи фирми, всяка от които е в състояние да окаже влияние върху пазара на труда. При наличието на олигопсон на трудовия пазар оптималното поведение на всеки участник е функция от индивидуалните решения на всеки от останалите и е налице стратегическо взаимодействие между фирмите. Тази взаимозависимост може да бъде показана в един опростен графичен модел на дуопсон на (Фигура 3), където са представени т.нар. функции на реакция R_a и R_b - съответно за фирмите A и B (Bhaskar и съавт., 2002, стр. 164–165).



Фигура 3: Функции на реакция на заплатите при дуопсон

За улеснение допускаме, че фирмите имат една и съща производителност и пазарен дял, следователно функциите им на реакция ще са симетрични

около 45 градусовата пунктирана линия. Линията R_a показва оптималната заплата за фирма A при различни равнища на заплащането във фирма B . Ако заплатите в B са нула, A ще е в състояние да наеме необходимото ѝ количество труд при заплата w_{a0} . При положение, че заплатата в B започне да расте, ще има ответна реакция в A с движение нагоре и надясно по линията R_a .² Ако приемем, че във фирмa B е налице заплата w_b' , оптималното заплащане в A ще бъде w_a' , но тогава заплащането в B няма да е оптимално и тя ще повиши заплатите до w_b'' , при което обаче се нарушава равновесието във фирмa A . Всяка промяна в заплатите в едната фирмa предизвиква ответна промяна в заплатите в другата фирмa, което води до придвижване надясно по съответната линия, изобразяваща функцията на реакция. Това продължава докато R_a и R_b не се пресекат. Тогава се достига до равновесие и итеративният процес на взаимно адаптиране на заплатите се преустановява.

В условията на олигопсон всяка от фирмите среща криза на предлагането на труд с положителен наклон и криза на пределните разходи, която се намира над кривата на предлагането. Това, както и при монопсона, позволява на фирмите да плащат на труда по-малко от пределните приходи, които генерира. Монопонистичното влияние ще бъде по-слабо, отколкото при чистия монопсон, а големината на въпросното влияние зависи от различни фактори - например относителния пазарен дял на фирмите на трудовия пазар и тяхната производителност. Изхождайки от такава позиция, се достига до равновесие

² С илюстративна цел функцията на реакция тук е представена опростено. Всъщност е по-подходящо графично да бъде изобразена с пречупена линия. За фирмa A това предполага, че линията R_a има вертикална отсечка при w_{a0} , която свършва преди достигането на 45 градусовия пунктир, а след точката на пречупване приема положителния си наклон. В противен случай излиза, че дори и заплащане малко над нулата от фирмa B е в състояние да отнеме работници от A при установена заплата от w_{a0} , което не е реалистично.

при работната заплата между фирмите, следвайки стъпките, описани на Фигура 1А. Това равновесие може да се наруши, например при навлизането на нови фирми или при асиметрични изменения в производителността. Ако една от съществуващите фирми въведе нови технологии в производството, вследствие на което кривата на пределния приход на труда се измести нагоре и надясно, тя ще може да наеме повече служители при по-високо заплащане. Останалите фирми ще трябва да реагират, като също увеличат заплатите, но при неизменна за тях производителност това няма да компенсира напълно отлива на персонал. Представено графично, техните криви S_L и MFC_L ще се изместят нагоре и наляво.

Олигопсонистичният модел на формиране на заплатите има някои предимства при обяснението на някои аспекти на пазара на труда и в частност на последиците от въвеждането на МРЗ. Както ще стане ясно по-нататък при обзора на емпиричните изследвания, оценката на ефектите на МРЗ върху заетостта са противоречиви. Това може да се дължи както на различия в спецификите на конкретния изследователски дизайн за всяко изследване, така и на институционалната среда, fazite на стопанския цикъл и др. Повечето от качествените проучвания обаче използват контролни променливи за другите фактори, които биха могли да окажат влияние върху заетостта. Теоретичен модел, който предвижда разнопосочни и слаби ефекти на МРЗ, би съответстввал на получените емпирични резултати. Моделите на съвършената конкуренция предвиждат спад в заетостта. При чистия монопсон ефектът зависи от степента на нарастване на МРЗ и как той се съотнася към монопсонистичното влияние.

При олигопсона също е така и при достатъчно голямо увеличение на МРЗ ще има спад в заетостта при всички фирми, докато при по-умерено увеличение

фирмите ще бъдат засегнати в различна степен, ако са хетерогенни по отношение на производителността. По-производителните имат по-голямо монопсонно влияние и са в състояние да дават по-високи заплати, докато по-малко производителните имат по-малък буфер на маневриране заради по-ограниченото си монопсонно влияние, от което следва и че по-високите разходи за труд могат да направят икономически неизгодно съществуването на фирмата изобщо.

Така се наблюдават два успоредно противоположни процеса, които влияят на общата заетост в две противоположни направления. От една страна тя намалява, защото по-малко производителните фирми излизат от пазара заради по-високите разходи за труд. От друга страна тези, които остават, наемат повече хора при по-високо заплащане под натиска на растящата MPЗ. Наблюдава се и друг, динамичен ефект, който се изразява в увеличаването на монопсонното влияние на функциониращите фирми, тъй като фалитът на по-непроизводителните освобождава работна ръка и намалява конкуренцията при търсенето ѝ. При други обстоятелства подобна пазарна концентрация би довела до спад в заплатите, но в случая минималната заплата не го позволява. Кой от двата ефекта ще надделее, зависи от разпределението на фирмите и разликите в тяхната производителност, сътнесени към конкретното увеличение на MPЗ. Във всеки случай обаче той няма да се прояви силно заради компенсиращото влияние на противоположния ефект (Bhaskar и съавт., 2002, стр. 168–170).

Със съществуването на олигопсон се дава обяснение и на едно друго възможно като проявление действие от страна на фирмите при увеличение на минималната работна заплата. Освен в пряко засегнатите от MPЗ фирми, заплащането се повишава и там, където изначално то е по-високо от увеличената минимална заплата. Причината за това е стратегическото взаимодействие

между фирмите от тази пазарна структура. Необходимо условие е наличието на разлики в производителността между отделните предприятия. На Фигура 3 са показани две фирми. Фирма A е по-производителна от фирмa B . По-високата цялостна фирмена производителност, която може да се дължи на подобри технологии или мениджмънт, означава, че при равни други условия фирмa A ще среща по-високо разположена крива на приходите от пределния продукт на труда и ще наема повече служители срещу по-голяма заплата, отколкото B , дори когато качествата на служителите са идентични. При отсъствието на конкуренция A ще дава заплата w_{a0} , а B - заплата w_{b0} , където $w_{a0} > w_{b0}$, което отразява превъзходството на A по отношение на производителността. При положение, че и двете фирми са активни, след взаимодействието между тях ще се установи равновесие в пресечната точка на R_a и R_b при w_{a1} и w_{b1} . Заради различията в производителността $w_{a1} > w_{b1}$, макар че заради действието на конкурентните сили разликата в заплащането ще бъде по-малка от различията в производителността (Bhaskar и съавт., 2002, стр. 165). Да приемем, че се въвежда минимална заплата w_m , така че $w_{a1} > w_m > w_{b1}$, т.е. тя засяга директно само B . Но заради взаимозависимостта между фирмите A също ще бъде принудена да увеличи заплатите си от w_{a1} до w_a' , определено от функцията на реакция R_a при равнище на заплащане w_m в B . На свой ред B ще иска да промени заплатите си до w_b' , но няма да може, защото са на равнище под минималната. В крайна сметка ще се установят различни заплати - w_m в B и w_a' в A , а те ще бъдат по-високи от първоначалните и на двете места.

Съществуват и теоретични модели на несъвършена конкуренция с повече взаимозависими фирми. По-производителните измежду тях ще имат по-голям размер и ще наемат повече работници при по-високи заплати. При дисперсия

в заплащането на идентични като характеристика служители и различия в индивидуалното монопсонно влияние на фирмите, последиците от умереното повишаване на минималната работна заплата върху общата заетост са неопределени. Ефектът върху работните заплати зависи от силата и структурата на взаимодействието между фирмите. Ако то е основно между високопроизводителни и нископроизводителни фирми, повишаването на минималната заплата ще доведе до по-голямо сближаване в заплащането. Ако високопроизводителните фирми си взаимодействат и с други високопроизводителни, дисперсията на заплатите ще намалее, но по-слабо и по-бавно (Bhaskar & To, 2003).

1.2.3. Съвременни модели на монопсона

От изложеното по-горе става ясно, че когато фирмите упражняват монопсонно влияние на пазара на труда, въвеждането на минималната заплата може да окаже разнопосочен ефект върху заетостта, включително да я повиши. Важен е въпросът за реализма на изходните допускания в анализа и каква обикновено е структурата на трудовия пазар. Вече беше споменато, че класическият монопсон се среща рядко, а олигопсонът предполага няколко големи фирми, които са в състояние на стратегическа взаимозависимост - ограничаващо условие, което не позволява да се генерализира за тази структура като доминираща. Опитът показва, че и съвършената конкуренция не може да бъде приета за такава. При нея дори малки промени в заплащането биха довели до големи промени в заетостта в дадена фирма при равни други условия, а на практика това не е така. Ако в определени рамки са възможни промени в заплащането без това да се отразява на фирменията заетост и ако законът за

единната цена не е в сила на пазара на труда, това поставя под въпрос наличието на съвършена конкуренция даже и при голям брой малки фирми и ниски бариери пред навлизането на пазара.

Подобни наблюдения се нуждаят от теоретично обяснение и ги намират в моделите на монопсонистична конкуренция, която се основава на диференциация в предпочитанията на служителите и непаричната хетерогенност на работните места, познати в литературата още като модели на модерен монопсон или динамичен монопсон (Ashenfelter и съавт., 2010; Manning, 2003).

Законът за единната цена е базова концепция в икономикса. Според него, при наличието на свободна конкуренция, свободно ценообразуване, гъвкавост на цените и отсъствие на пречки пред търговията при достатъчно дълъг период от време една и съща стока ще се продава на една и съща цена навсякъде. При съвършена конкуренция работниците получават заплащане, което съответства на тяхната производителност и в общия случай е равно на алтернативната цена на техния труд.³ На пазара на труда обаче е безспорен факт съществуването на дисперсия в заплащането на работниците. По-трудно е да се установи дали дисперсията се отнася за различни като качества работници. Дори ако на пръв поглед служителите изглеждат идентични, различията във възнагражденията може да се дължат на техни характеристики, които не се установяват лесно от външен наблюдател (за разлика например от образова-

³ Трябва да се отчете съществуването на компенсиращи диференциали, например при тежки условия на труд или по-голям риск от инциденти на работното място. Тези различия в заплащането са съвместими с равновесните модели при съвършена конкуренция (Kniesner, 2010; Rosen, 1986).

ние и възраст), но оказват влияние върху производителността (трудно измерими личностни качества като харизма, общителност, нестандартно мислене и т.н.).

Един от начините да се елиминира влиянието на ненаблюдаваните личностни качества при установяването на причините за дисперсията в заплащането е да се проследи как се променя то при работниците, които сменят работата си за по-висока заплата. Ако се допусне, че личностните качества, които имат отношение към производителността на работника, са неизменни или се променят бавно, е трудно да се обясни откъде произтича разликата в заплащането при преминаването от една фирма в друга, изхождайки от неокласическия модел на съвършена конкуренция. Естествено, наличието на различни производствени функции и фирмена производителност на пръв поглед дават нужното обяснение, но по-високото заплащане, съответстващо на по-високата производителност на новото работно място, ще се запази, само ако няма предлагане и от други кандидати с идентични качества. При наличието на възможности за арбитраж различното заплащане на едни и същи работници между фирмите би трябвало да доведе до изравняване на размерите на възнагражденията.

Показателно за това, че законът за единната цена не действа достатъчно добре на трудовия пазар, е поведението на служителите в контекста на решението им дали да напуснат настоящата си работа. При заплащане, което съответства на индивидуалната производителност, работниците нямат особени стимули да променят текущата си заетост. Високоплатените служители ще сменят работното си място, само за да получават същата висока заплата другаде. Нископлатените служители отново ще бъдат нископлатени, но при друг работодател. На практика обаче всеки наемен работник потенциално може да

се сблъска с добре платена и с недобре платена работа, изходящи от собствената си гледна точка. Логиката предполага, че служителите, които получават относително висока съобразно уменията си заплата, ще са по-малко склонни да правят промяна, защото вероятността да получават поне същата или по-висока заплата на новото място ще бъде по-малка. За служители с относително ниско за уменията си заплащане напускането на настоящата работа трябва да е по-вероятно, защото и вероятността за по-висока заплата на новото работно място ще е по-голяма.⁴

Подобно поведение на работниците поставя под въпрос законът за единната цена в частност и по-общо съвършената конкуренция на пазара на труда като изходна точка на анализа при увеличението на минималната заплата и е аргумент за монопсонистичната конкуренция.

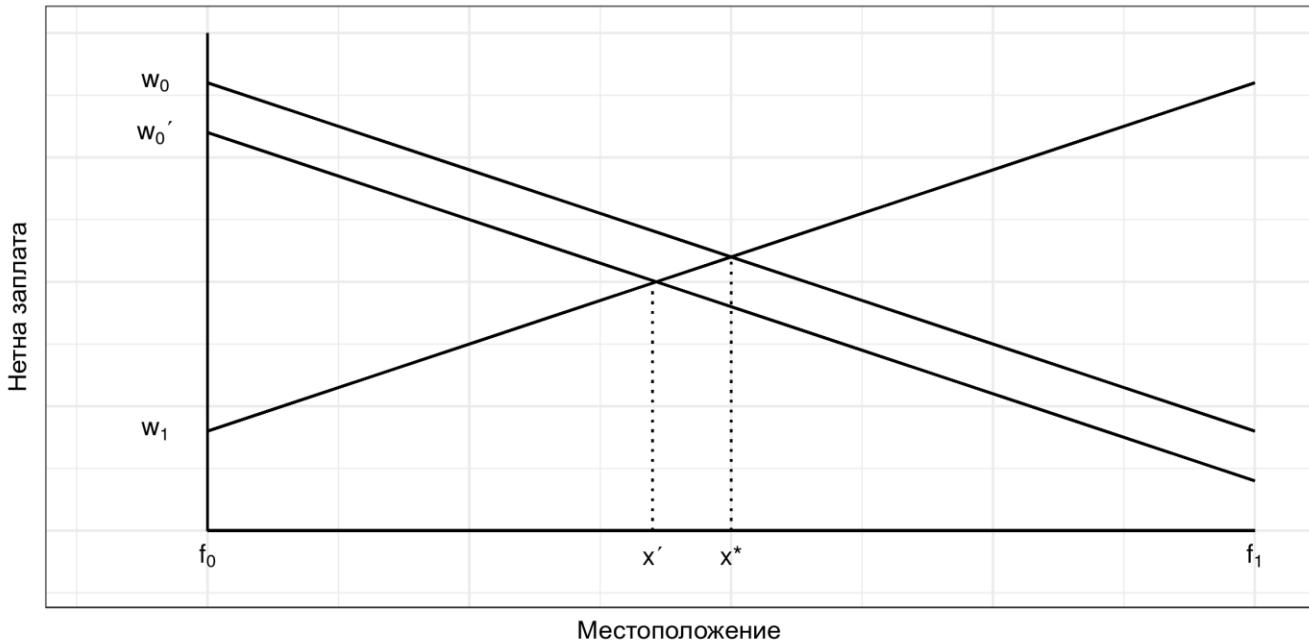
В условията на монопсонистична конкуренция кривата на предлагане на труд за даден работодател може да бъде с положителен наклон. Като цяло моделите на модерен монопсон могат да бъдат най-различни. Важен клас модели предполага идентични като производителност работници, но с различия в предпочтенията относно нефинансовите характеристики на работното място. Те могат да се отнасят до гъвкавостта на работното време, стила на управление, отношенията с колеги и клиенти, естеството на производствения процес, местоположението и др. Това не са неудобства на работата, които се компенсират с диференциали в заплащането. При неудобствата е налице вер-

⁴ Предположението има емпирично потвърждение. В зависимост от мястото (Великобритания или САЩ), вероятността за напускане на работата намалява с между 6% и 10% за всеки допълнителни 10% в заплащането. Контролирани за образование, брачен статус, възраст, регион, наличие на деца, професионален опит и стаж във фирмата, ефектът върху зависимата променлива пада приблизително наполовина, но не променя принципно влиянието на размера на дохода върху нея (Bhaskar и съавт., 2002, стр. 157–159).

тикална диференциация, т.е. дори да има различия между служителите по отношение на толерантността към риск например, при равни други условия всеки служител (без оглед отношението си към риска) би предпочел същата работа, но с по-ниски равнища на риск. Разглежданите модели предполагат хоризонтална диференциация, където различни хора намират различна като знак полезност в определени позиции. Например за някои работата с много хора е нещо положително, предизвикателно и зареждащо, докато за други тя създава допълнителен дискомфорт на работното място.

Привлекателността на дадена позиция зависи от различни фактори от психологическо естество, които я правят повече или по-малко желана.⁵ Метафора за тези фактори са транспортните разходи, които се моделират сравнително лесно и по същество влияят по идентичен начин. Да приемем, че работниците живеят на една и съща улица с дължина един километър, като в двата ѝ края са позиционирани две различни фирми (f_0 за началото и f_1 за края). Ако един работник се намира на разстояние x от началото и за всеки изминал километър реализира разходи t , тогава пътните му разходи до работа ще са tx , при положение че е нает във фирма f_0 и $t(1 - x)$, ако е нает във фирма f_1 . Нетната заплата за работника ще се равнява на разликата между предлаганото номинално възнаграждение във фирмата и транспортните разходи.

⁵ Тук се има предвид привлекателността преди започването на работа, т.е. в процеса на нейното търсене. При определени обстоятелства една организация може да направи така, че служителите ѝ да се идентифицират с нея и по този начин да влияе върху лоялността им (Akerlof & Kranton, 2000; Kenarova-Pencheva & Penchev, 2017; Кенарова-Пенчева & Пенчев, 2017). Но това се случва само понякога и на етап при който те вече имат договорни отношения.



Фигура 4: Монопсонистично влияние при наличието на транспортни разходи

Да допуснем, че възнагражденията в двете фирми номинално са едни и същи. На Фигура 4 работник, който се намира в началото на пътя, би получавал нетна заплата w_0 , ако работи в f_0 и заради транспортните разходи по-малката w_1 , ако е нает в f_1 , която е на другия край на пътя. За работник x^* е безразлично дали ще избере едната или другата фирма, тъй като се намира на еднакво разстояние и от двете. Всички наляво от него ще предпочетат f_0 , а тези отлясно - f_1 . Предлагането на труд за първата фирма ще бъде x^* , а за втората - $1 - x^*$. Ако f_0 намали заплатите си от w_0 на w_0' , тогава ще загуби една част от служителите си ($x'x^*$), но не всички, както би било при съвършена конкуренция. Заради транспортните разходи тя ще запази работниците, намиращи се вляво от x' . В крайна сметка броят на работниците, които една фирма може да привлече, зависи от равнището на възнагражденията, които тя дава, от заплатата в конкурентните фирми и от транспортирните разходи. Колкото по-голяма е предлаганата заплата, толкова повече хора ще е в състояние да наеме.

Заради транспортните разходи дори и малка фирма ще среща крива на предлагането с положителен наклон (Bhaskar и съавт., 2002, стр. 160–162).

1.2.4. Двустранно търсене на пазара на труда и функция на напасването

Друг клас модели представя монопсонното влияние като следствие от триенето на пазара на труда. Необходими са време и ресурси, докато търсещите работа намерят позиция, която ги удовлетворява, а също и докато фирмите запълнят свободните позиции с подходящи служители. Стремежът на всяка страна е не просто да намери настроен партньор, а да извлече изгода от новото взаимоотношение, да са налице икономически ренти.⁶

Количеството произведена продукция може да бъде изразена като функция на използвани ресурси (най-често труд и капитал). По подобен начин може да бъде представено съвпадението между търсещите работа кандидати и търсещите служители фирми. То се задава с т.нар. “функция на напасване” (*matching function*).⁷ Предимството на тази функция е, че позволява да се проследи ефекта от търканията на пазара на труда върху ключови равновесни променливи като равнището на безработица и на заплатите, без да е необходимо изрично да се специфицират конкретните причини за тях - информационни ограничения, координационни провали, ниска мобилност и т.н. (Petrungolo & Pissarides, 2001).

Най-общият вид на функцията е:

⁶ При съвършена конкуренция за работника няма значение дали е уволнен или напуска сам, защото няма проблем да започне веднага на друго място при аналогични условия. За фирмите също не е важно кой точно върши работата - служителите са взаимозаменяеми. В такива условия разгледаната функция на напасването би била безпредметна.

⁷ Други подходящи преводи са “функция на съвместимостта” или “функция на съпоставимостта”, но приемаме горния термин, защото вече е използван в публикации на български (Владиков, 2011; Златинов, 2011)

$$M = m(U, V), \quad (7)$$

където M са новозаетите работни места през даден времеви отрезък, U - броят на хората, които нямат работа и си търсят такава, а V - броят на обявените свободни работни места. Функцията е нарастваща по отношение на всеки от аргументите си и с постоянна възвръщаемост от мащаба. Според изходните допускания, конкретните форми, които тя приема в теоретичните модели, могат да се различават, но за целите на емпиричните изследвания често се приема, че тя има коб-дъгласов тип.

Съществува голямо разнообразие от модели, които описват поведението както на търсещите, така и на предлагашите работа. При повечето от тях важна роля е отредена на потоците от хора, които се вливат в и които излизат от общия брой безработни. В най-простия случай, където един човек е или зает, или безработен (Mortensen, 2011), входящият поток е представен чрез $s \times E$, а изходящият поток - като $f \times U$, където s е норма на разделяне (какъв дял от заетите остават без работа в периода), f е норма на започване на работа (какъв дял от безработните започват работа), а E и U са съответно броя на заетите и на безработните. Реципрочните стойности на f и s , т.е. $1/f$ и $1/s$ представляват съответно средната продължителност на безработицата и средната продължителност на заетостта за произволно взет работник. Отношението между последните две показва шанса работникът да бъде безработен в дадения момент

$$\frac{1/f}{1/s} = \frac{s}{f} = \frac{u}{1-u} . \quad (8)$$

В уравнение 8 параметърът i е нормата на безработица. Допуска се, че хората се интересуват единствено от текущата стойност на бъдещия поток от заплати, а офертите към безработния пристигат на случаен принцип. Той може да реши дали да приеме или да отхвърли предложението. Вероятността офертата да бъде приета се задава от $1 - F(R)$, където R е минималната приемлива заплата, а $F(w)$ е функцията на разпределение на заплатите на свободните работни места. Тази вероятност, заедно с нормата на постъпване на нови оферти λ , определя вече споменатата норма на започване на работа f , като $f = \lambda(1 - F(R))$. За разлика от нормата на разделяне s , нормата f има процикличен характер.

За да бъдат пълни, моделите на напасване трябва да разглеждат поведението и на двете страни - както търсенето на свободни позиции от страна на работниците, така и търсенето на работници от страна на фирмите. При успешно напасване се получава партньорство, за което е характерно, че създаденият при това поток от стойности превишава сумата от стойностите, които страните биха създали поотделно, т.е. налични са ренти за преразпределение. Качеството на партньорството е случайна променлива и се установява чак след като то е формирано. Ефективност се постига тогава, когато стратегиите на търсене на всеки от участниците водят до достигането на максимален доход при съществуващото триене на пазара. Тази ефективност е условна, отчитайки несъвършения характер на информацията и външните ефекти, генериирани от всяка от страните при търсенето. Повече усилия от страна на работодателите да намерят подходящи служители за обявените позиции облагодетства работниците, като намалява времето за намиране на работа. От друга страна, колкото по-склонни са работниците към търсене, толкова повече се

увеличава времето за тази дейност. Също така всяка обявена нова позиция намалява вероятността за запълването на съществуващи такива.

В базовия модел на напасване на Даймънд, Мортенсен и Писаридис (т.нар. ДМП модел) напасването между работници и фирми зависи от броя на търсещите и от двете страни агенти (Mortensen, 2011). При наличието на съответните разходи, представител на всяка от страните може да свърже с представител на другата страна на случаен принцип. Допуска се, че функцията е линейна от вида $M = a_1U + a_2V$,⁸ където a_1 и a_2 са константи, които показват честотата на осъществяването на контактите, а U и V са броят на безработните и на свободните работни места. При тези ограничителни условия може да се определи нормата на осъществяване на контакти за безработните $\lambda = \frac{M(U,V)}{U} \equiv m(\theta)$. Функцията $m(\theta)$ е нарастваща спрямо отношението на свободните места и броя на безработните - $\theta = V/U$. Това отношение е познато като “стегнатост на трудовия пазар”.

В дългосрочен период нормата на безработица u се задава от отношение, което показва, че с увеличаването на свободните места на фона на безработните, тази норма намалява:

$$u = \frac{s}{s + m(\theta)} . \quad (9)$$

В ДМП модела определянето на заплатите е посредством преговори след осъществяването на контакт между страните. Ако приемем, че целият създаден излишък е равен на 1, то работникът получава дял β от него, така че $0 <$

⁸ Освен линейна, функцията може да приема и друг вид, например квадратичен - $M = (a_1 + a_2)UV$.

$\beta < 1$, а фирмата получава $1 - \beta$. Приема се, че получените дялове зависят от преговорната сила на страните, която в случая е екзогенна за модела променлива. Установената работна заплата се задава с уравнението

$$W = R + \beta S(R). \quad (10)$$

В него $S(R)$ е създаденият излишък на работното място, представен като функция на минималната приемлива заплата R .

Търсенето на труд от страна на фирмите е представено с броя на свободните работни места. За фирмата работното място е като инвестиционен актив. Ако е заето, то се включва в производствения процес и носи печалба. Ако е свободно, стойността му се изразява в потенциалната печалба, която може да донесе, когато бъде заето. При очаквана нетна печалба, фирмата ще разкрие и поддържа свободна позиция, а при очаквана загуба, позицията ще бъде закрита (Pissarides, 2011, стр. 1095). Формално представено решението да се обяви работна позиция изглежда по следния начин:

$$\frac{k\theta}{m(\theta)} = (1 - \beta)S(R). \quad (11)$$

В уравнението лявата част представя очакваните разходи. По-конкретно k е потокът от разходи за поддържането на отворена позиция, $\theta/m(\theta)$ е необходимото за запълването ѝ време. Дясната част е това, което фирмата очаква да получи от заемането на позицията. Тъй като минималната приемлива заплата R има важна роля в ДМП модела, тя също следва да бъде определена формално:

$$R = b + m(\theta)\beta S(R) = b + \frac{\beta k\theta}{1 - \beta} . \quad (12)$$

В нея b е изгодата, която извлича безработния от това, че не е на работа. Тя е комбинация от свободното време и получения доход (напр. под формата на помощи за безработни). R зависи от стегнатостта на трудовия пазар θ , разходите за поддържане на обявата за свободната позиция k и от очакванията за бъдещите доходи от работното място. При равни други условия по-високи стойности на θ увеличават преговорната сила на търсещите работа, защото имат повече алтернативи. Следователно R ще бъде по-висока.

Равновесието в базовия ДМП модел се постига при онези стойности на R и θ , които удовлетворяват едновременно уравнение 11 и уравнение 12 (Mortensen, 2011, стр. 1086–1087). Впоследствие са предложени различни разширения и модификации към него. Детайлното им разглеждане е отвъд целите на настоящото изследване, но това е направено другаде (Petronegolo & Pissarides, 2001; Rogerson и съавт., 2005). Тук интерес представлява равновесието на трудовия пазар в контекста на последиците от промяната на минималната работна заплата, затова те са представени по-общо. Базовият модел се основава на допускането, че страните се срещат на случаен принцип и че заплатите се договарят между тях впоследствие. Негови варианти съществуват в дискретно и продължително време, при еднократно търсене и при многократно търсене. Някои параметри са ендогенизираны - например нормата на раздяла. Въвежда се по-голям реализъм като се променя допускането, че за свободните позиции кандидатстват само безработните. В същия контекст може да се разглежда модификацията, според която фирмите ранжират кандидатите според качествата им. При някои от моделите се допуска хетерогенност на фирмите (напр. по отношение на предлаганото заплащане) и/или на

кандидатите (които имат различни минимални приемливи заплати). За всяка от страните като променлива може да се включи интензитетът на търсене, а неговите стойности може да варират при отделни (групи) агенти. Според една модификация на модела производителността на всяко напасване може да варира в зависимост от характеристиките на страните, които участват във формирането ѝ.

Важно отклонение от базовия са моделите, при които напасването се осъществява в среда "поток-запас". Търсещите работи не се ограничават само до новообявените позиции през дадения период. В търсенето се включват всички свободни позиции към момента, включително и от предишни периоди. В такива случаи вероятността за започване на нова работа е по-голяма, непосредствено след като работникът е останал без работа, защото тогава наличните възможности са повече. Ако не се стигне до успешно напасване през този период, през следващия се стига до търсене само сред новите оферти, т.е. преминава се към търсене "в потока".⁹

Цял клас модели позволява търсенето да бъде разглеждано като насочен процес, а не като случаен. Те предполагат предварително обявена заплата за свободните позиции. Така тя служи за ориентир на търсещите работи. Вместо да осъществяват контакти на произволен принцип, кандидатите съпоставят привлекателността на заплатата с вероятността да бъдат наети. При равни други условия конкуренцията е по-голяма за по-добре платените позиции. За

⁹ Тези модели дават частично обяснение защо безработните не прекарват повече време в търсене на работа. Отделените за това ресурси не са в линейна зависимост с резултатите. При изчерпване на наличните възможности пределната полезност от продължаващото търсене клони към нула, докато не се появят нови обяви. Това обаче е извън контрола на търсещите.

фирмата по-високата заплата обикновено означава по-бързо заемане на свободната позиция от подходящ кандидат, но това е за сметка на по-ниската печалба (и дял от създадения излишък). За разлика от свободното договаряне, при предварително обявените заплати не е задължително целият потенциален създаден излишък при напасването да бъде разпределен между фирмата и работника. Фирмата ще запълни мястото, ако печалбата е по-голяма от заплатата, т.е. $p > w$. Работникът ще приеме оферта, ако заплатата превишава минималната приемлива $w > b$. При хетерогенни агенти, които се различават по размера на b , за някои позиции може да се окаже, че $p > b > w$ и да останат незаети, а потенциалният излишък при успешно напасване да не се реализира (Manning, 2011, стр. 991–996).

Разглеждани като обяснение за триенето на трудовия пазар, което води до отклонение от условията на съвършена конкуренция, моделите на търсене и функцията на напасване по-скоро оправдават повишаването на минималната работна заплата. Както бе показано по-горе, при несъвършени пазарни структури увеличението на заплатата не води задължително до спад в заетостта. Вместо това то се осъществява за сметка на част от икономическата рента на фирмата монопсон, а при определени условия заетостта дори може да се увеличи. От друга страна обаче, някои от въпросните модели усложняват предварителната оценка на ефекта от МРЗ. Влиянието на класическия монопсон се изчислява посредством еластичността на кривата на предлагане на труд, която среща (виж уравнение 5). Но моделите на търсене предполагат, че фирменията адаптация към екзогенна промяна в заплащането зависи не само от кривата на предлагане на труд, а и от активността по набирането на персонала и свързаните с това разходи.

Една фирма има два основни начина за попълване на свободните си позиции - като инвестира повече средства в търсенето на хора, които са съгласни да работят при съществуващите заплати, или като предложи по-високи заплати. Ако пределните разходи по набирането на персонал са константни, фирмата може да расте като увеличава само общата сума за тази дейност, но не и заплатите. На практика тези разходи често са нарастващи (а не константни) и рано или късно се стига до момент, при който е невъзможно да се намери подходящ кандидат, освен ако не се повиши и заплатата. Доколкото наемането на нови служители зависи както от ресурсите, целенасочено отделени за тази дейност, така и от заплащането, е възможно повишение на минималната заплата да не доведе до ръст в заетостта дори при класическия монопсон. Фирмата е в състояние да компенсира увеличените разходи за заплати с намаление на средствата, предвидени за привличането на персонал, при което ефектът върху фирмения заетост е неопределен (Manning, 2011). Какъв ще бъде компенсирацият ефект върху заетостта зависи от конкретния размер на пределните разходи за привличане на персонал в съответния диапазон на промяна.

1.3. При ефективни заплати

Теорията за ефективните заплати е по-популярна в контекста на дебатите за механизмите, чрез които пазарите се приспособяват по време на криза и по-специално е едно от обясненията на това защо фирмите не намаляват заплатите при наличието на принудителна безработица - мярка, която би довела до възстановяване на равновесието при пълна заетост. Според някои автори наличието на ефективни заплати може да окаже влияние върху ефектите

от минималната работна заплата, а последиците от въвеждането ѝ да се различават от това, което предвижда неокласическият модел на съвършена конкуренция на трудовия пазар.

Основно допускане на тази теория е, че не само заплащането зависи от производителността, но и че е налице обратна връзка - индивидуалната производителност зависи от равнището на заплащане (Katz, 1986; Schlicht, 2016; Yellen, 1984). Създадената от служителите стойност е функция както на способностите им, така и на усилията, които са готови да вложат в производствения процес. Променяйки заплатите, фирмите са в състояние да оказват влияние върху производителността на работниците дотолкова, доколкото тя зависи от усилията, които полагат. За тази цел обаче заплатите трябва да превишават равновесната пазарна цена на труда, която следва да се разбира като равнището на заплащане, при което няма свръхпредлагане на труд и принудителна безработица.

Макар че теорията за ефективните заплати е съвместима с базовия модел на съвършена конкуренция и фирмите срещат хоризонтална крива на предлагането на труд, важно е допускането, че вътре в самите фирми информацията не е съвършена и наблюденето и мотивирането на отделния служител е съпътствано от разходи. Понякога фирмите могат да обвържат заплащането с индивидуалните резултати, но не са рядкост случаите, когато конкретният принос е трудно установим. За да повлияят върху представянето на работниците фирмите имат два инструмента - мотивиращ и дисциплиниращ. Служителите могат да бъдат мотивирани да работят по-усърдно с по-високо възнаграждение и дисциплинирани със заплахата от уволнение, ако не се представят добре. При получавана равновесна заплата за служителя е без значение дали ще бъде уволнен, защото знае, че лесно ще си намери работа за същите пари.

За да не му е безразлично, той трябва да извлича икономически ренти от текущата си заетост или да е затруднен в намирането на работа. При идентични фирми и работници няма как да се извлечат ренти, ако всяка фирма дава заплати над равновесните. Но по-високите заплати са съпътствани от излишно предлагане на труд, което генерира неудобства за служителите. В случай на уволнение, намирането на нова работа ще бъде относително по-трудно. Ако мярката функционира като трябва, уволненията заради "скатаване" от работа ще са по-скоро изключение и безработни ще са предимно хора, които са напуснали по собствено желание (например поради лични причини).

Фирмите могат да дават по-високи заплати от необходимото за привличането на служителите си и по други причини. Една от тях също има отношение към производителността. Описаната по-горе фирмена политика има за цел да стимулира съществуващите работници, т.е. влияе на отношението им към работата. Но при хетерогенни работници фирмата може да използва ефективните заплати като инструмент, с който предварително да филтрира по-производителните. Идеята е, че при заплати над равновесните намирането на работа е по-трудно, а ако кандидат предложи да работи за по-малко, вероятно е и по-малко производителен. Допуска се, че кандидатите с по-добри качества имат и по-висока алтернативна цена на заетостта си, затова не биха се съгласили на по-ниската (равновесна) заплата.

Като аргумент за съществуването на ефективни заплати се изтъква наличието на разходи по подбора, наемането и обучението на персонала. Целта на фирмата е с тези заплати да намали въпросните разходи, които са пряко свързани с текуществото на кадри. Ролята на ефективните заплати тук е да задържат вече привлечените служители. Вероятността да си намерят друга работа, която да им харесва повече, е по-малка при по-високо заплащане. Дори ако то

не е относително по-високо спрямо останалите фирми, когато те са идентични и прилагат тази стратегия, тя ще работи заради повишеното равнище на безработица.

Ефективните заплати дават обяснение защо идентични като производителност фирм могат да дават различни като размер заплати на работници с една и съща производителност. Досега допускахме, че фирмите са идентични във всяко едно отношение, но те може да се различават по разходите за наемане, наблюдение, оценка и контрол на персонала или пък фирмата производителност да зависи в различна степен от усилията, които полагат нейните служители. За някои фирми ще е по-изгодно да дават по-големи заплати, отколкото да поемат тези разходи, за други - в по-малка степен. Например, в големите фирми индивидуалният принос се установява по-трудно и за тях се предполага, че е по-вероятно да използват ефективните заплати като инструмент.¹⁰ Подобно ще бъде положението и там, където усилията и вниманието на служителите се отразяват не само на индивидуалната им производителност, но и на тази на останалите работници, а също и когато цената на грешката от недостатъчната ангажираност в работния процес е по-висока, например при експлоатацията на капиталови активи.

При хетерогенни по отношение на ефективните заплати фирмии, въвеждането на минимална заплата ще има различни последици от тези на стандартния модел при съвършена конкуренция. При стандартния модел фирмите, за

¹⁰ Емпирично е установено, че средното заплащане се увеличава с размера на фирмата (виж например Brown & Medoff (1989)). На теория, колкото повече са служителите, толкова по-труден става надзорът върху тях. Наемането на допълнителен работник предполага или увеличаването на разходите по контрол, или по-висока ефективна заплата, за да се запази същото ниво на мотивация за работа.

които минималната заплата не е директно обвързваща, не са засегнати директно. В случая обаче стимулите, произтичащи от ефективните заплати, могат да намалеят при увеличение на MPЗ, защото относителните разлики между техните заплати и заплатите на фирми, където ефективният елемент в заплащането не е толкова наложителен, ще се свият. Все пак, ако заради MPЗ безработицата се увеличи достатъчно, това може да компенсира загубата на дисциплиниращия ефект от свиването на диференциалите в заплащането. Ако това не се случи, фирмите с първоначално по-високи ефективни заплати може да ги повишат допълнително, за да запазят привлекателността им.

Както бе отбелязано по-горе, съществуването на ефективни заплати може да бъде обосновано по различни начини, но формалните модели, свързващи ги с ефектите от минималната заплата, акцентират върху ролята им за противодействие срещу "скатаването" от работа. В един от тези модели се допуска, че пазарът се характеризира с наличието на голям брой малки и идентични фирми, които не са в стратегическа зависимост една от друга. Работниците се опитват да максимизират полезността си като разлика между полезността от заплащането, което получават и негативната полезност от положените усилия. Фирмите се стремят към максимизиране на печалбата при оптимален подбор на количеството труд и равнище на заплащане. Те избират заплата, при която работниците ще влагат необходимите усилия, но наблюдението на индивидуалното представяне е скъпо и основен дисциплиниращ инструмент е заплахата от уволнение. В рамките на модела се доказва, че минималното равнище на заплащане, което гарантира ангажираността на работниците (w_{ns}) се представя като

$$w_{ns} = \bar{w} + e + \frac{e(r + s + q)}{D(1 - q)}, \quad (13)$$

където \bar{w} е полезността от свободното време или минималната приемлива заплата (в случая равновесната цена на труда, при която се изчиства пазара), e е изразходването на усилия в работния процес (приема бинарни стойности - служителят или работи и реализира отрицателна полезност, или не работи), r е лихвен процент при дисконтиране, а параметрите s , q и D са вероятности съответно за това: работникът да си намери и започне друга работа; да напусне сегашната си; да бъде засечен от работодателя, че "скатава" (и да бъде уволнен). Очевидно е, че $w_{ns} > \bar{w}$ и фирмата плаща ефективна заплата. Ако се въведе обвързваща минимална работна заплата ($w_{min} > w_{ns}$) само за тази фирма, това ще повиши заплащането в нея, както и цената на загубата на работното място. Ефективността на заплахата от уволнение като дисциплиниращ инструмент ще нарасне. Тогава работодателят може да намали разходите си по надзор, а това освобождава ресурси за наемането на работници във фирмата и заетостта ще се увеличи. Резултатът е възможен, при положение, че минималната заплата превишава първоначално установената в един малък диапазон. В противен случай ще се отрази негативно на печалбата и на заетостта (Rebitzer & Taylor, 1995).

Моделът може да бъде модифициран така, че вероятността за засичане на скатаващите работници D да се представи като функция на броя на мениджърите N , изпълняващи контролиращи функции и на производствените работници L и по-точно $D = N/L$ (Georgiadis, 2012). При заместване в уравнение 13 и след необходимите преобразувания получаваме:

$$\frac{N}{L} = \frac{e(r + s + q)}{(w_{ns} - \bar{w} - e)(1 - q)} . \quad (14)$$

Предимството на тази модификация е, че това съотношение има обективни количествени измерения и при определени условия позволява емпирична проверка на връзката между минималната и ефективната заплата. Обвързваща минимална заплата, която действа като ефективна, би довела до спад в съотношението N/L .

Недостатък на първоначално описания модел (Rebitzer & Taylor, 1995) е, че при него анализът е от позицията на частичното пазарно равновесие. При равни други условия обвързваща минимална заплата във фирма с ефективни заплати ще намали стимулите за скатаване и може да доведе до по-висока заетост. Условията обаче не са равни и при общо равновесие МРЗ е валидна за всички фирми. Поради тази причина относителната привлекателност на увеличената заплата в отделна, произволно взета фирма, не расте и не мотивира служителите ѝ да работят по-усърдно от преди. Друг канал за промяна в мотивацията е промяна в стойностите на параметъра s . Ако вероятността за намиране на нова работа намалее, това ще стимулира работниците. При растяща заетост това е трудно постижимо. Тя трябва да падне или при известни обстоятелства поне да остане същата (например ако по-високата заплата увеличи броя на безработните чрез привличането на повече хора в активната работна сила, докато абсолютният брой заети остава неизменен). В условията на общо равновесие при идентични фирми и съвършена конкуренция след въвеждането на минимална заплата общата заетост ще намалее или ще остане същата. Негативният ефект може да бъде компенсиран поне отчасти, защото по-високите разходи за заплати са съпътствани от по-ниски разходи за надзор върху представянето на служителите (Georgiadis, 2012).

Глава 2. Методология на емпиричните изследвания

Доказването на каузалност в обществените науки нерядко е задача с повищена трудност и ефектът от промяната на минималната работна заплата върху заетостта не прави изключение. При едновременното влияние на много фактори върху състоянието на зависимата променлива, изследователите прилагат различни емпирични техники в опитите си да проследят причина и следствие и да изолират приноса на конкретната независимата променлива. Дори на теория да съществува един единствен емпиричен метод за разкриване на подобна зависимост, приложението му зависи от това доколко го позволяват обстоятелствата. Различията в общата институционална среда, пространственото и времевото измерение, динамиката и структурата на трудовия пазар и стопанска конюнктура натежават везните към един или друг дизайн на емпиричното изследване. Това, заедно с факта, че отделните изследователи имат различна подготовка и идват от различни изследователски традиции, е една от причините за многообразието от подходи при изследването на въздействието на минималната работна заплата върху заетостта. Все пак могат да се откroят някои подходи, които се използват по-често. Въпреки че при обобщението се губи част от индивидуалните особености на отделните изследвания, подобен преглед е оправдан в контекста на избора и адаптирането на метод за проверка на зависимостта за нуждите на настоящото изследване.

Представените методи придобиват популярност след като в началото на 90-те при изследването на проблема се осъществява промяна в парадигмата и се оформя т. нар. "ново изследване на минималната работна заплата" (Dube, 2019; Neumark & Wascher, 2006). Преди това в продължение на близо десетилетие интересът към проблематиката е по-малък, следвайки период на заси-

лено внимание в началото на 80-те години. През тези години в развитите капиталистически страни, ако изобщо съществува минимална работна заплата, няма особени промени в нейното равнище - ситуация, която може би отразява характера на политическите процеси и отражението им върху икономическите политики, провеждани при управлението на политици с либерални икономически възгледи като Роналд Рейгън и Маргарет Тачър.

Академичният консенсус в началото на 80-те години клони към виждането, че повишението на минималната заплата оказва негативно влияние върху заетостта. При анализа обикновено се използват времевите серии, обект на изследване най-често са наетите тийнейджъри (като група с ниско заплащане на труда), а данните са агрегирани на национално ниво. Срещат се и изследвания, ограничени до ефекта върху заетостта в конкретен отрасъл или регион, където заплащането е по-ниско. По-рядко използван метод е статистическият анализ на заетостта между различни региони или отрасли в определен момент (т.е. без времевия компонент). В изследванията, основани на времеви редове, обикновено се контролира за състоянието на стопанския цикъл (Brown и съавт., 1982). Тези изследвания обаче имат някои недостатъци. Те не отчитат структурните промени в икономиката, а при подбора на публикациите в този период се открива предпочтение към разработки, които демонстрират отрицателен ефект от повишаването на минималната заплата (Card & Krueger, 1995).

2.1. Регресионен анализ на панелни данни

Панелната регресия е приложението на регресионен анализ към панелни данни. Те са комбинация едновременно от времеви редове и моментни данни за група обекти, т.е. основава се на наблюденията на едни и същи обекти през

два или повече периода. Това позволява да се улови динамиката в развитието на обектите, като едновременно с това дава възможност да се работи с по-голям брой наблюдения, което е плюс при статистическия анализ. Панелната регресия има няколко основни разновидности, а в изследването на минималната работна заплата е широко използван моделът с двупосочни фиксиранi ефекти. Въщност той се е наложил до такава степен, че някои автори го обозначават като “каноничния модел” (Allegretto и съавт., 2017, стр. 560; Sturm, 2018, стр. 8)¹¹.

Двупосочните фиксиранi ефекти обхващат както фиксиранi ефекти на обектите (елементите), така и фиксиранi ефекти на времевия период. Тяхното използване позволява да се контролира за влиянието на ненаблюдавана хетерогеност и по този начин намалява необходимостта от идентифицирането и включването на голям брой контролни променливи в регресията. По същество те представляват категорийни променливи за отделните елементи или периоди, където единият елемент или период се приема за референтен. Така модифицираното регресионно уравнение се решава по метода на най-малките квадрати. Фиксираните ефекти на обектите отчитат влиянието на неизменни във времето характеристики на обектите, които биха могли да окажат влияние върху зависимата променлива, без да е необходимо да се уточнява кои точно са тези характеристики. Ако приемем, че изследваните обекти са области, това биха могли да бъдат размерът на областта, местоположението ѝ (гранична или вътрешна) и т.н. Фиксираните ефекти на времевия период са

¹¹ Популярността на модела не се ограничава само до проблематиката на минималната заплата. През периода 2010-2012 г., той е използван в 20% от публикуваните емпирични статии в American Economic Review, които оценяват ефектите от дадена интервенция (Chaisemartin & D'Haultfoeuille, 2019).

събития, които могат да въздействат върху стойностите на зависимата променлива и са характерни за съответния период - например промяна в размера на осигуровките, която засяга всички области. Недостатък на този модел е, че включването на голям брой категорийни променливи намалява степените на свобода, а това може да се окаже проблематично при данни с малък брой наблюдения (Gujarati, 2011, стр. 289–298). Регресионното уравнение има следния вид (Neumark, 2019, стр. 9–10)

$$E_{it} = \beta MW_{it} + X_{it}\gamma + D_i\theta + D_t\lambda + \varepsilon_{it} . \quad (15)$$

В него E_{it} е мярка за заетостта, обикновено логаритмично трансформиран коефициент на заетост. MW е показател за равнището на минималната заплата (също може да бъде логаритмично трансформиран), X_{it} е вектор от контролни променливи, D_i е категорийна променлива за фиксирани ефекти на обектите, D_t са фиксирани ефекти за времевия период, а ε_{it} е случайната грешка. При положение, че промените в независимата променлива са езогенни,¹² коефициентът β показва какъв е ефектът от изменението на минималната заплата върху заетостта. Едно от основните предимства на панелните регресии с двупосочни фиксирани ефекти е, че намаляват вероятността за грешка при изпускането на съществени променливи в модела. Тъй като се използват двупосочни фиксирани ефекти, които отчитат влиянието на ненаблюдавана хетерогенност (стига да е неизменчива) между обектите и за отделните времеви периоди, обикновено векторът с контролиращите променливи в регресията е малък, включвайки например индикатор за заетост при групи,

¹² Съществува виждане, че промените в минималната заплата може да са ендогенни. При низходящите фази на стопанския цикъл, когато заетостта намалява и растежът на заплатите се забавя, се засилва политическият натиск за увеличение на минималната работна заплата (Belman & Wolfson, 2016, стр. 11).

за които се смята, че са незасегнати от промените в минималната заплата. Препоръчително е да се контролира за екзогенни събития, които засягат едновременно предлагането и търсенето на труд (Belman & Wolfson, 2016, стр. 2-3; Neumark, 2019, стр. 9-10).

Въпреки изтъкваните си предимства,¹³ моделът не успява да отчете адекватно ненаблюдаваната хетерогенност, когато тя е изменчива (Hill и съавт., 2019, стр. 2). Ако допуснем, че местоположението на областта влияе върху затежостта, благодарение на фиксираните ефекти няма да се получи отклонение при изчисляването на стойностите на коефициентите. Това е така, защото местоположението остава едно и също през цялото време. Източник на изменчива хетерогенност може да се окаже например населението, ако в някои от областите то намалее или се увеличи чувствително, а броят му влияе върху независимата променлива. Проблем би била и хетерогенната реакция на външен шок. Тоест, ако през даден период настъпи рецесия, се предполага, че тя ще засегне по един и същ начин всички области, а няма да взаимодейства с някоя от техните характеристики, вследствие на което да им се отрази различно - например да окаже много по-силно влияние на границите, отколкото на областите във вътрешността на страната. Както и при други модели, при панелната регресия с двупосочни фиксиранi ефекти, резултатите зависят от валидността на предпоставките и това трябва да се отчете при категоричността, с

¹³ Смята се, че обединявайки фиксиранi ефекти както по отношение на обектите във времето, така и в даден период по отношение на обектите, моделът на двупосочни фиксиранi ефекти елиминира ненаблюдавана хетерогенност и в двете измерения едновременно. Според някои изследователи обаче (Kropko & Kubinec, 2017), в него коефициентът пред независимата променлива е претеглена стойност, с участието на коефициенти от двета вида регресии с фиксиранi ефекти, а тъй като всяка от тях контролира за хетерогенност в едното измерение, но допуска такава в другото, двупосочните фиксиранi ефекти всъщност привнасят хетерогенност и от двете. С оглед на това е по-добре да се използва модел с еднопосочни фиксиранi ефекти.

която те се тълкуват. Ефектите от ненаблюдаваните и неизменчиви характеристики се регистрират от базовия модел, но като линейни и адитивни. Явявайки се генерализация на модела *разлика в разликите* (разгледан по-долу) за повече от два периода, за него също важи допускането за паралелност на трендовете (Wing и съавт., 2018, стр. 457). По възможност източниците на изменчива хетерогенност (характеристики на обектите или събития и процеси), които корелират както със зависимата, така и с независимите променливи, трябва да се добавят в регресията като самостоятелни нейни членове (Strumpf и съавт., 2017, стр. 348).

2.2. Квази-експерименти

Квази-експерименталните методи се опитват да наподобят максимално условията, при които се провеждат експерименталните изследвания, но в естествена среда, заради което се наричат още натурални експерименти. Тяхната цел е да демонстрират каузалност между наблюдаваните величини и вече са се утвърдили като предпочитан начин за доказване на ефектите от дадена политика или интервенция от Световната банка (Gertler и съавт., 2016; Khandker и съавт., 2009) и Европейската комисия (European Commission, 2013, 2019). Има разновидности от квази-експериментални методи - по-важните от тях са инструментални променливи, съпоставка на база склонност към излагане на интервенцията, прекъснатост на регресията, разлика в разликите и синтетични контроли (Abadie & Cattaneo, 2018; Angrist & Pischke, 2010). Те имат своите специфики, но общото между тях е, че предлагат начини да се елиминират източниците на влияние едновременно върху зависимата и независимата променлива. Това се постига по-лесно при експерименталните изследвания с рандомизирането на субектите и обектите, които са изложени на тре-

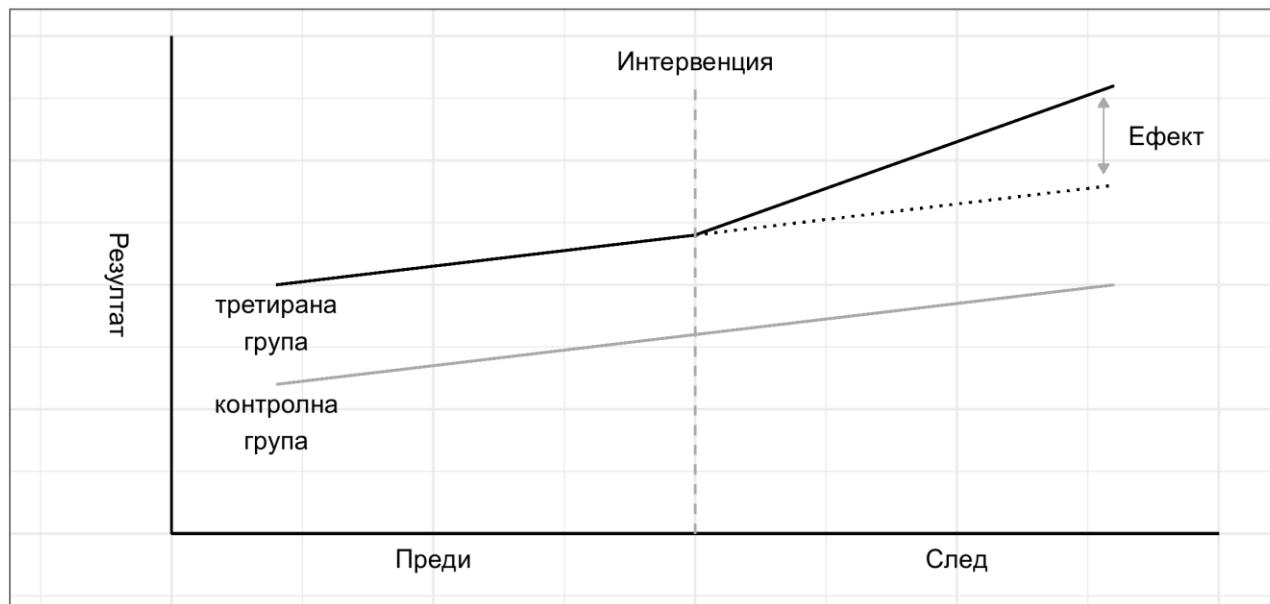
тирането и които не са. При оценката на въздействието на определени политики разпределението на случаен принцип в повечето случаи е трудно осъществимо, затова чрез квази-експерименталните постановки се разработва дизайн на изследването, който се приближава до ефекта от рандомизирането.

Основното предизвикателство е да се отхвърлят обяснения за наблюдавания ефект като се намери подходящ контрафакт, т.е. състояние, което би показвало какво би се случило със субекта или обекта на изследването, ако той не е бил изложен на съответното външно влияние. На пръв поглед има два подхода, които могат да се възприемат - сравнение между две групи, едната от които е изложена на влиянието, докато другата - не. В този случаи резултатите могат да бъдат изкривени от съществени различия в характеристиките на групите. Друг подход е да се наблюдава промяната в състоянието на даден обект или група обекти преди и след третирането. Но тя може да се осъществи под въздействието на други фактори, които са се променили в пост-интервенционния период. Така че дизайнът на изследването трябва да включва наблюдението на две групи в повече от един времеви период. Тъй като разпределенето на третирани и контролни групи не се осъществява на случаен принцип, особено внимание трябва да се отдели на определянето на контролната група и избягването на системна грешка при избора.

2.2.1. Разлика в разликите

Разлика в разликите (difference in differences) е квази-експериментален дизайн, при който се наблюдават два периода и две групи, при които едната е изложена на интервенция, а другата не. Според някои автори той е частен случай на панелната регресия с двупосочни фиксиранi ефекти (Abadie & Cattaneo, 2018, стр. 482; O'Neill и съавт., 2016, стр. 7–8; Wing и съавт., 2018, стр. 456). Едно от предимствата на този дизайн е неговата интуитивност. При него дори не е

необходимо да се сравняват напълно идентични субекти, той би бил валиден и при ненаблюдавана хетерогенност. На Фигура 5 са показани две групи, като в прединтервенционния период едната има по-високи стойности по измервания показател от другата. С течение на времето тези стойности се променят под влиянието на външни фактори както при едната, така и при другата, но разликите между тях се запазват, отразявайки изначалните различия между тях. Идеята на модела *разлика в разликите* е, че ако една от групите бъде изложена на влиянието на екзогенен фактор, който представлява изследователски интерес, това ще доведе до промяна в разликите между групите в постинтервенционния период. На Фигура 5 трендът на третираната група ще се коригира нагоре след интервенцията, вместо да продължи по пунктирната линия.



Фигура 5: Разлика в разликите

Моделът може да бъде представен и формално (Strumpf и съавт., 2017). Да допуснем, че резултатът при наблюдаваните субекти е обозначен с Y_{jt} , където

j е индекс за принадлежност на субекта към контролна група (при стойност 0) или третирана група (при стойност 1), а t е индекс за период (0 преди и 1 след интервенцията). Те приемат стойности:

- Преди интервенцията

- $Y_{00} = \beta_0$
- $Y_{10} = \beta_0 + \beta_1$

- След интервенцията

- $Y_{01} = \beta_0 + \beta_2$
- $Y_{11} = \beta_0 + \beta_1 + \beta_2 + \beta_3.$

Коефициентите β_0 и $\beta_0 + \beta_1$ отразяват фиксирани ефекти, присъщи на субектите от всяка от групите и се наблюдават през всеки период. Коефициентът β_2 е промяната, която настъпва във времето и при двете групи. Ефектът от интервенцията е β_3 , който се получава, когато от промяната при третираната група извадим промяната при контролната група.

$$\Delta Y_1 - \Delta Y_0 =$$

$$\begin{aligned}
 &= (Y_{11} - Y_{10}) - (Y_{01} - Y_{00}) = \\
 &= [(\beta_0 + \beta_1 + \beta_2 + \beta_3) - (\beta_0 + \beta_1)] - [(\beta_0 + \beta_2) - (\beta_0)] = \beta_3 .
 \end{aligned} \tag{16}$$

В регресионна форма *разликата в разликите* ще бъде представена така:

$$Y_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 Treat_j + \beta_2 Post_t + \beta_3 (Treat_j \times Post_t) + \beta_4 X_{ijt} + \varepsilon_{ijt} . \tag{17}$$

В уравнение 17 i е индекс за съответния субект, $Treat_j$ е категорийна променлива за принадлежност към група и приема стойност 0, ако субектът е част от контролната група и 1, ако е към третираната. Категорийната променлива $Post_t$ показва периода (стойност 0 преди и 1 след интервенцията). Множителят $Treat_j \times Post_t$ е интерактивен ефект и е различен от нула само при субекти от третираната група в постинтервенционния период. Векторът с контролни променливи на индивидуално ниво X_{ijt} не присъства в уравнение 16 и не е част от базовия модел, но в определени случаи има резон от неговото включване. Регресионният член ε_{ijt} показва случайната грешка. От уравнение 16 става ясно, че ефектът от интервенцията в уравнение 17 е коефициентът β_3 .

Методът *разлика в разликите* е често използван в изследването на ефекта на промените в минималната работна заплата върху заетостта и въпреки че придобива популярност през 90-те години, първото му известно приложение е през 1915 г., когато Салем, щата Оregon служи като контрол за повишаването на заплатата в Портланд от същия щат (Lechner, 2010, стр. 171–172). Може би най-известното и едно от най-цитираните, което често се дава като пример за употребата на метода, е изследването на Кард и Крюгер (Card & Krueger, 1994) за увеличението на минималната заплата в Ню Джърси с близо 20%. То разглежда заетостта при тинейджърите и обхваща повече от 400 заведения за бързо хранене. За контролни групи служат заведенията в съседния щат Пенсилвания, където минималната заплата остава непроменена и онези заведения в Ню Джърси, където заплатата изначално е по-висока от новата МРЗ. Други контролни променливи в регресионното уравнение са за вида на собственост на заведението и дали е част от верига. Резултатите са изненадващи – повишението на заплатите оказва положително влияние върху заетостта.

Ефектът върху цените е противоречив, от което не може да се направи категоричен извод за вида на пазарната структура на пазара на труда в този сегмент.

Разликата в разликите е надежден инструмент за доказването на каузална зависимост, но трябва да се отчетат някои особености при неговата употреба. Може би най-важното допускане е, че дори да са налице различия в нивата между третираната и контролната група, промяната им във времето трябва да следва едни и същи трендове. Ако са налице данни за повече от един период преди интервенцията, допускането за паралелност на трендовете може да се провери чрез визуална проверка при графичното им представяне. Друг начин за проверка е като се използва плацебо тест, при който вместо реално третираната група, се използва фалшива третирана група (или фалшив период на интервенция), която се съпоставя с контролната група. Подборът на фалшива третирана група предполага внимание, защото тя трябва да е изложена на същото влияние като реалната, с изключение на интервенцията. При различни от нула резултати, плацебо тестът предполага, че изискването за паралелност на трендовете е нарушено. (Gertler и съавт., 2016, стр. 135–140; Lechner, 2010, стр. 212).

Какво да се прави, ако се установи, че трендовете не са паралелни? Най-очевидното е да се потърси друга контролна група, за която условието е изпълнено. Друго решение, при наличието на достатъчно информация за развитието във времето преди интервенцията, е да се установят съществуващите трендове, да се екстраполира движението им за периода, когато се очаква да се прояви ефекта от интервенцията, и да се коригира полученият резултат с трендовите стойности (Khandker и съавт., 2009, стр. 82).

В известна степен свързано с допускането за паралелност на трендовете, е това за екзогенност на интервенцията. Проблем представлява обратната каузалност, т.е. определено състояние на третираната впоследствие група, което предизвиква интервенцията и по такъв начин влияе върху пост-интервенционните резултати (Strumpf и съавт., 2017, стр. 355; Wing и съавт., 2018, стр. 458). Например, ако оценяваме ефекта от провеждането на програма за преквалификация, работниците, които са освободени от фирми в отрасли със затихващи функции, притежават специфични умения, които вече не са релевантни на пазара на труда. По-вероятно е именно такива работници да се включат в програми за преквалификация. Техните шансове за започване на работа по принцип са по-малки, отколкото на общата група безработни. Ако последните бъдат използвани като контролна група, ще се получи изместена оценка на ефекта от програмата върху заетостта. В контекста на каузалността проблемни се явяват и онези ситуации, при които интервенцията предизвиква поведенческа реакция още преди нейното осъществяване. Например, онези безработни, които очакват, че ще се включат в бъдеща програма за преквалификация, вероятно няма да търсят толкова интензивно работа преди това. Или пък фирмите може да започнат да адаптират броя на наетите още преди влиянето на минималната заплата в сила (Lechner, 2010, стр. 177–180).

Дори при паралелни трендове преди интервенцията, крайните резултати може да бъдат изкривени от фактори, които не са постоянно действащи, но се проявяват впоследствие и засягат само едната от групите. Ако не се контролира за тяхното влияние, моделът ще ги отчете като част от интервенционния ефект. (Gertler и съавт., 2016, стр. 141). Това означава, че в регресионното уравнение трябва да се добавят като контролиращи онези екзогенни променливи, които биха довели до нарушаване на паралелността на трендовете и които не

се влияят от интервенцията (Lechner, 2010, стр. 187–188). Подобен проблем представлява възникването на по-късен етап на някакво събитие, на което третираната и контролната група реагират по различен начин заради някои техни характеристики, които при други обстоятелства биха били без значение. Моделът би подценил или надценил силата на интервенцията и в такива случаи възможно решение е негова модификация, позната като *тройни разлики* (Khandker и съавт., 2009, стр. 78–82).

Методът на *тройните разлики*, наричан още *разлика в разликите на разликите* е подходящо решение при съществуването на изменчива хетерогеност, а при определени обстоятелства и когато не може да се установят първоначалните условия за трендовете (Ravallion, 2007, стр. 3822–3823). Той може да се използва, когато са налице две контролни групи, но без да е сигурно, че за всяка от тях са изпълнени допусканията за валидността на модела. Например, в едно изследване за САЩ се проверява ефектът от въвеждането на задължително осигуряване на персонала от страна на фирмите при раждане и за майчински добавки върху заплащането (Gruber, 1994). За работодателите това са допълнителни разходи и се предполага, че може да се компенсират с намаление на заплатата на служителите, които биха се възползвали от нея. Тъй като това най-вероятно са жени на възраст между 20 и 40 години, в квазиексперименталния дизайн те се възприемат като третираната група. При съпоставка (DD_1) със същата демографска група в щати, където мярката не е въведена, се оказва, че има относително намаление в реално изражение в средната заплата на третираната група. За да се установи дали то се дължи само на мярката, се прави съпоставка (DD_2) на промяната в заплащането на незасегнатите от нея лица (жени над 40 години или необвързани мъже) в различните щати. Оказва се, че в този щат, в който мярката е въведена, има относителен

спад в заплащането и на тези лица. Налице е икономически шок, който засяга само него. За да се изчисти ефекта от него в общата промяна на заплащането на третираната група, се калкулира *тройната разлика* $DDD = DD_1 - DD_2$.¹⁴

Една по-генерална критика към изследванията, използващи метода *разлика в разликите*, е насочена не към тяхната спецификация, а към интерпретацията на резултатите. Тъй като те се фокусират върху ефекти на локално въздействие и отразяват особеностите на дадената популация, е дискусионно доколко конкретните резултати могат да се генерализират относно разглежданата зависимост по принцип. Естествено, това е въпрос, който касае изследванията в обществените науки като цяло, а тук просто се проявява по-силно (Strumpf и съавт., 2017, стр. 356).

2.2.2. Синтетични контроли

Методът на синтетичните контроли е подобен на разликата в разликите. Основната му отличителна черта е, че сравнението на третирания обект се прави спрямо друг обект, който не съществува реално, а е изкуствено създадена фикция за целите на изследването. Той е композитна структура от характеристиките на нетретирани обекти, така че при движението си във времето да наподобява максимално третирания в стойностите на всички релевантни параметри (European Commission, 2019).

Както вече бе споменато, основна слабост на разликата в разликите са ограниченията на допусканията по отношение на паралелността на трендовете

¹⁴ Резонен е въпросът защо не се пристъпи директно към сравнение между третираната и контролната група в щата с мярката, ако географски локализираният шок ги засяга симетрично. Изчислена за тях, *разлика в разликите* ще улови ефекта от мярката, но при допускането на паралелни трендове. При тройна разлика то не е необходимо, достатъчно е трендовете да са паралелни само за съответните групи между щатите. За приложение на метода по отношение на MP3 виж Clemens & Wither (2019).

и изменчивата ненаблюдавана хетерогенност. При добра спецификация на дизайна, това не е проблем за изследванията, които използват метода на синтетичните контроли. Друго негово предимство, което го прави особено подходящ за анализ на ниво държава, регион и т.н., е, че той може да се използва успешно в случаите, когато интервенцията е върху един единствен обект и разполагаме само с агрегирани данни за него. При *разликата в разликите* наблюдаваните единици както в третираната, така и в контролната група са много и тази бройка е предпоставка за статистическа значимост на резултатите. Тоест, разглеждат се много административни области, за които предполагаме, че са засегнати от увеличението на минималната заплата и много, които не са. Или, ако мярката е предприета само в една област, сравняваме промените при голям брой обекти в нея (хора, фирми, отрасли) с техния аналог в област, където не е. Предизвикателство е изборът на контролна група, защото дори да се избере онази, която е подобна в най-голяма степен на третираната, може да не отговаря на условията за валидност на модела *разлика в разликите*.

При метода на синтетичните контроли може да работим само с обобщени данни за областта/региона, като използваме информация за промените на средното равнище на заплатите и заетостта за предходни периоди. Това вероятно е и недостатъкът спрямо *разликата в разликите*, където моделът може да бъде изграден дори и само при два периода. При синтетичните контроли третирианият обект е само един, но времевият ред трябва да бъде по-дълъг. Колкото по-дълъг е, толкова по-добре, защото предоставя повече данни и увеличава възможностите за изграждане на надежден синтетичен контрол. Макар и в по-малка степен, това важи и за т. нар. запас от донори - групата от

нетретирани обекти, между които се подбират най-подходящите, за да се синтезира обектът за сравнение. Колкото по-голям е този запас, толкова по-вероятно е да попаднем на обект, който е подобен на третирания, но все пак остава възможността, че оценката на ефекта от интервенцията ще бъде изместена от различията в някоя от характеристиките. Пълно припокриване на релевантните характеристики се оказва особено трудно, особено ако зависимата променлива е функция на много променливи.

В случая ефектът от интервенцията се оценява при сравнението само на два обекта - третирания и неговия синтетичен контрол. Преди интервенцията третираният обект следва някакъв тренд и се предполага, че без нея трендът ще се запази. Синтетичният обект ще продължи да го следва, а разликата с показателите на третирания обект (при отсъствие на специфичен за него шок в постинтервенционния период) ще дадат адекватна оценка на ефекта от интервенцията. Колкото по-голямо е припокриването в трендовете преди интервенцията, толкова по-надежден ще бъде резултатът.

Като ключова стъпка за валидността на резултатите се очертава генерирането на синтетичния контрол. Това става чрез изчисляването на претеглени средни стойности за единиците в запаса от донори. Въпреки че не е необходимо всяка от тях да се припокрива напълно като характеристики с третираната група, е важно като донори да се подберат обекти с подобни на нея структурни процеси, които не са били изложени на структурни шокове по отношение на зависимата променлива в разглеждания период. Необходимо е да се селектират и подходящи характеристики за сравнение. Например, при изследване на ефекта от обединението на Източна и Западна Германия върху икономическия растеж на последната, характеристиките, служещи като основа за

изчисленията на тежестите, са БВП на глава от населението, темп на инфлация, дял на индустрията в икономиката, размер на инвестициите, образованост на работната сила и отвореност на икономиката. Най-голяма тежест в контролния обект се пада на Австрия, следвана от САЩ, Япония, Швейцария и Холандия. На останалите страни от запаса от донори (няколко държави от ОИСР) се падат нулеви тегла (Abadie и съавт., 2015). Синтетичният контрол се изчислява, като се минимизира $X_1 - X_0W$ посредством стойностите на W , където X_1 е матрица с характеристиките на третирания обект, X_0 - на обектите от запаса от донори, а W е вектор от тегла за тези обекти (Abadie и съавт., 2011).

Тъй като при него няма рандомизация, сравнява се реален обект с изкуствено създаден и броят на наблюденията е малък, методът на синтетичните контроли не може да бъде тестван за значимостта на резултатите както повечето други статистически модели. Затова основен метод за проверка на резултата се явяват плацебо изследванията, които могат да включват фалшива интервенция по време или по място.

При конструкцията на синтетичния контрол трява да се имат предвид някои съображения (Abadie и съавт., 2015; Craig, 2015)

- Успешното му изчисление предполага достатъчно дълъг период преди интервенцията;
- Включването на повече обекти при генерирането на контрола повишава шанса да се генерира идентичен тренд, но ако станат твърде много, ще се получи прекомерно напасване (overfitting);

- Групата, върху която е осъществена интервенцията, трябва да съставлява значителна част от групата, за която имаме данни на агрегатно ниво (а не само малка субпопулация);
- Ефектите от интервенцията трябва да са ограничени само до третираната група и да не оказват ефект върху обекти от запаса от донори;
- Трябва да се отчете възможността за появата на специфични шокове в периода след интервенцията.
- В контекста на изследването на влиянието на минималната заплата върху заетостта се поставя въпросът дали в запаса от донори да се включват само съседни териториални единици, контролирайки по-добре за пространствена хетерогенност, или и други, по-отдалечени единици, за да не се изхвърли ненужно валидна информация за идентифициране на ефектите (Allegretto и съавт., 2017; Neumark и съавт., 2014; Neumark & Wascher, 2017).

2.3. Подбор и особености на променливите в емпиричните изследвания

2.3.1. Източници на данни

Изборът на зависими и независими променливи се прави успоредно с избора на емпиричен метод, а и двете са обусловени от естеството на данните, които са на разположение на изследователите. От тази гледна точка може да категоризираме данните според:

- нивото на агрегираност

- обобщени. Това обикновено са официални данни за общия брой заети в териториалната единица или някоя субпопулация в нея (по възраст, отрасли и т.н.), средното заплащане, относителният дял на наетите, които са на минимална работна заплата и др.
 - индивидуални. Микро данни, често в панелна форма, които проследяват трудовия статус и заплащането на отделни индивиди в няколко последователни периода. Към този вид данни може да отнесем хибридните или междинни данни за заетостта и заплащането на фирмено ниво.
- произхода на данните
 - официалната статистика. Представят се от национална или международна организация или мрежа - обикновено от статистическия институт на страната, централната банка или агенция по заетост към изпълнителната власт. Данните с висока степен на агрегираност са по правило публично достъпни, а на по-ниско ниво - евентуално до поискване.
 - административни (Card & Krueger, 2000; Harasztsosi & Lindner, 2019; Meer & West, 2016; Neumark & Wascher, 2000). Това са данни, които се събират за целите на някаква административна структура (например свързана със социалното осигуряване или събирането на данъците) и са необходими за осъществяването на дейността ѝ. Информацията, която се съдържа в тях, е много подходяща за изследвания, защото е на индивидуално ниво и поради често принудителния ѝ характер е по-надеждна. За сметка на това достъпът до нея за академични изследвания е по-труден.

- други. Тук се включват анкетни проучвания за заетостта и заплащането във фирмите, провеждани директно за целите на проучването. Към събраните по този начин данни се прилага някой от емпиричните методи за оценка на въздействието, например *разлика в различните*. Пример за това е популярното изследване на Card & Krueger (1994). При друг вид анкетни проучвания директно се търси мнението на фирмите относно осъществената или хипотетичната приспособителна реакция (промяна на други разходи, цени, заетост и т.н.) към повишаване на минималната заплата. Както ще бъде обсъдено по-надолу, те не са особено подходящи за установяването на каузална зависимост и конкретен ефект, но въпреки това те могат да са информативни в определен контекст (виж например Bodnár и съавт. (2018)).

2.3.2. Независими променливи

- Индекс на Каиц (Kaitz index). Той е представен като съотношението на минималната заплата към медианата или към средната заплата (което не е едно и също, тъй като разпределението на доходите е изместено и медианата има по-ниски стойности от средната), претеглено с дела на хората, които получават по-ниска заплата от минималната преди увеличението на последната. Тъй като често липсват данни за дела на наетите на минимална заплата, този дял се изпуска от индекса и той остава само като съотношение.

Съпоставката с медианата/средната е необходима, защото сама по себе си, изразена като номинална стойност, минималната заплата не носи особена информация. В някои случаи може да бъде изчислена в реални стойности, използвайки индекс на потребителските цени, но при сравнения между

различни региони на страната това е невъзможно, защото такива регионални индекси не съществуват. Данните за средното заплащане по региони и сектори обаче са достъпни, а заплатата е цената на труда, която е може би най-релевантната цена в случая, ако се търси реалната стойност на минималната заплата. В крайна сметка минималната заплата е в състояние да окаже влияние върху заетостта, само ако превишава равновесната пазарна цена на труда.

Стойностите на тази опростена версия на индекса на Кац намаляват, когато икономиката е в подем, даже при номинално неизменна минимална заплата. Ако средната заплата спада при криза и рецесия, индексът расте. Следователно той е в обратна зависимост със средната заплата, както впрочем и със заетостта, която също следва фазите на стопанския цикъл (Belman & Wolfson, 2016, стр. 8).

- **Дял засегнати от увеличението.** Това е делът на наетите, които през периода преди увеличението на минималната заплата, са получавали по-ниска заплата от нея. Той е подходящ преди всичко при улавянето на регионалната вариация непосредствено след повишаването на минималната заплата. При по-дълги панелни редове не е толкова информативен, защото не отчита добре постепения спад в реалната минимална заплата под въздействието на инфлацията (Neumark & Wascher, 2006, стр. 14–15).
- **Разлика в заплатите.** Този показател обикновено се използва при наличието на данни на индивидуално ниво. Засегнатият индивид е този, който в предходния период е получавал по-ниска от минималната заплата през настоящия. Разликата се получава, като от новата минимална заплата се извади индивидуалната заплата на служителя през предходния. Може да

се представи като абсолютни стойности в парични единици или като процент. За незасегнатите от повишението на минималната заплата, се приема, че разликата е нула (Belman & Wolfson, 2016, стр. 9).

2.3.3. Зависими променливи

- Коефициент на заетост. Той е често срещан избор за изследователите при наличието на агрегирани данни. Рядко се използва общийт коефициент на заетост в страната, тъй като хората, които получават заплата, равна или по-малка на минималната преди увеличението ѝ, по принцип не са с такъв дял в общата заетост, за да се усети ефектът върху нея. При отсъствието на данни на индивидуално ниво, се идентифицират групи, за които е резонно да се предположи, че ще има относително много нископлатени работници - региони с ниска средна заплата, лица с определени социодемографски характеристики и т.н.

При изследванията от САЩ, които са значителен брой, често се разглежда ефектът върху тийнейджърите. Това обаче не означава, че те ще са удачен избор за третирана група при друга институционална и социокултурна среда. Дори и в американските условия е спорно доколко може да се генерализират резултатите от тази група, имайки предвид, че повечето нейни представители влизат на пазара на труда с нагласата, че този вид заетост ще бъде само преходен за тях и мотивацията им е различна спрямо хора, за които заплатата е основен източник на доход.

- Ниво на заетост (брой заети). Абсолютният брой заети (вместо представянето им като дял от всички в съответната група) е предпочитаният показател за зависимата променлива при оценяването на ефекта от промяната на минималната заплата върху заетостта във фирмите. Когато е елемент

от квази-експериментален метод като *разлика в разликите*, се сравнява промяната в броя на заетите в групата на засегнатите от мярката фирми и на тези, които не са. Възможно е показателят да се използва и като зависима променлива в регресионно уравнение на ниво индустрия. Тъй като минималната заплата на много места е почасова, адаптирането към нейното повишаване може да се осъществява не само чрез промяна на броя на заетите, а и на отработените часове. Тогава за зависима променлива се залагат броя отработени часове или те се приравняват към броя заети, които биха се получили, при положение, че тези часове се отработват от хора на пълен работен ден (full time equivalent) (Card & Krueger, 1994).

Възможно е вместо нивото на заетите, зависимата променлива да бъде темпът на изменение в броя им (Garloff, 2016; Meer & West, 2016).

- Вероятност за заетост на индивидуално ниво (Stewart, 2004). Показателят е приложим при наличието на микро данни. Проследява се изменението във времето на статуса на лица, които са засегнати от повишаването на минималната заплата и по-конкретно - каква е вероятността да бъдат заети през постинтервенционния период. Обикновено се прави сравнение с лица от друга група. Това може да са хора, които получават по-високо заплащане и увеличението на МРЗ да не оказва влияние върху тяхното заплащане. Директното сравнение обаче е неуместно, защото по-ниско платените позиции по принцип се характеризират с по-голямо текучество. Затова е по-добре да се използва методът *разлика в разликите* за тези групи преди и след интервенцията. Следва да се отчете, че фокусирайки се върху промяната в статуса на първоначално заети лица (т.е. евентуално само изходния поток от общата заетост), се изпуска входящият поток на хората, които правят прехода от безработни към заети (Dube, 2019, стр. 22–23). Но

като цяло показателят позволява да се избегнат голяма част от слабостите на изследванията, използващи данни на агрегатно ниво.

2.3.4. Агрегираност на данните, хетерогенност и времеви аспекти на изследванията

Начинът, по който са агрегирани изходните данни, предполага някои особености на изследванията. Най-очевидната от тях е свързана с употребата на осреднени величини. При показател като средната работна заплата не е ясно какво е разпределението, което стои зад него и колко са хората, които получават минимална работна заплата. По принцип при доходите то е дясно изтеглено, но не знаем каква е точната му форма във всеки конкретен случай, тъй като може да има вариации по отрасли, региони и т.н. При това положение единственото, което може да се направи като заключение е, че отношението на минималната към средната работна заплата корелира положително с дела на хората, които са заети на минималната заплата. Това дава възможност да се процедира по-нататък, но с известна несигурност, защото на едно и също съотношение MPЗ/CPЗ (минимална към средна заплата) потенциално съответстват различен брой хора, обхванати от минималната заплата.

От това произтича и следващата специфика. Възможно е повишаването на стойностите на съотношението MPЗ/CPЗ първоначално да не оказва никакво влияние върху заетостта, защото се тръгва от ниска изходна позиция и ценовият под не взаимодейства с равновесната цена на труда, т.е. да са налице пра-гови ефекти (International Monetary Fund, 2016).

Хетерогенността на засегнатите отрасли или фирми също има значение за получените резултати. Дори обхванатите дялове служители на минимална работна заплата да са едни и същи и увеличението на индивидуално ниво да е

едно и също, ефектът върху заетостта и адаптирането на фирмите към новите условия може да се осъществи по различни начини в зависимост от относителната факторна интезивност, възможността за субституция на факторите, разпределението на производителността между фирмите, вида конкуренция на пазара на труда, еластичността на търсенето на крайните стоки или услуги, социодемографския профил на заетите и алтернативите на заетост пред тях, специфичността на човешкия капитал, организираността на работниците и възможността за колективно договаряне и т.н. (Bachmann & Frings, 2017; Dube, 2019; Neumark & Wascher, 2006).

Установяването на ефект върху заетостта е функция на обхванатия период. Заради времево разминаване може да не се улови адекватно проявата на влиянието на независимата върху зависимата променлива. Въпросът засяга както панелната регресия, така и квази-експерименталните изследвания. Основният въпрос се свежда до това колко бързо се приспособяват фирмите към промените на минималната заплата, с какъв лаг да се отразят в регресията и кои са подходящите периоди за сравнение преди и след интервенцията при *разликата в разликите*.

Едно от вижданията е, че лаговете не са големи и приспособяването се осъществява сравнително бързо. Това е така, защото се очаква, че промените в минималната заплата ще засегнат преди всичко нискоквалифицирани работници, при които текущето е сравнително голямо по принцип, а фирмите не инвестират значителни ресурси в обучението им. Друго обстоятелство в подкрепа на това виждане е, че в повечето случаи промените се обявяват предварително и то достатъчно дълго преди влизането в сила на мерките, което позволява на фирмите да планират промените в количеството на настия

персонал. Дори може да възникне друг проблем, фирмите да започнат да приспособяват заетостта си още преди увеличението на минималната заплата. Тогава, ако едно квази-експериментално изследване използва за сравнение периоди, които са прекалено близко преди и след интервенцията, няма да се установи ефект от нея, защото погрешно ще се приеме, че щом избраният за контролен период предхожда интървенцията, стойностите на зависимата променлива не са повлияни от нея.

Според друго виждане само една част от приспособяването се осъществява сравнително бързо. Фирмите ще се освободят от работниците, за които пределните факторни разходи превишат пределните факторни приходи. За други, които все още допринасят за печалбата на фирмата, променената относителна цена на труда може да стимулира заместването му с капитал. Преструктурирането на производството е по-дългосочен процес. Работниците междувременно може да останат заети, докато реорганизацията е в сила и ефектът върху заетостта да се прояви след като тя завърши (Neumark & Wascher, 2006, стр. 17–23). Въвеждането на минималната заплата може да не окаже непосредствен ефект върху заетостта, ако служителите в съществуващите фирми запазят работните си места. Новосъздадените фирми обаче може да стартират с по-голямо съотношение на капитала спрямо труда и да наемат по-малко работници (Clemens, 2019, стр. 10). Тоест, негативният ефект върху заетостта ще бъде динамичен и ще се изрази в създаването на по-малко нови работни места в бъдеще.

2.4. Резултати от предишни изследвания

2.4.1. Минималната работна заплата в развитите и в развиващите се страни

Литературата изобилства от изследвания на ефекта на минималната заплата върху заетостта в развитите страни. Обобщението им е предизвикателство само по себе си, тъй като не всички от тях използват една и съща методология и обхващат различни групи на пазара на труда. Налице са и разлики в качеството на отделните изследвания, защото някои са по-прецизни в спецификацията на моделите и работата с данните от други, което предполага, че не трябва да се придава една и съща тежест на всички при обобщението на резултатите. Представянето на последните в количествено измерение предполага някакъв общ измерител и в обзорите на изследванията за такъв обикновено се приема еластичността на заетост на съответната група спрямо минималната заплата, т.е. процентното изменение в заетостта е разделено на процентното изменение на минималната работна заплата.

В един от най-популярните обзори (Neumark & Wascher, 2006) на публикациите от вълната на т. нар. ново изследване на минималната работна заплата авторите представят резултатите от 102 разработки, като приблизително две трети от тях насочват към негативни ефекти върху заетостта. От общия брой изследвания авторите селектират 33, които могат да се смятат за по-надеждни, като при 85% от тях ефектите са негативни. В друго обобщаващо изследване, което използва мета-анализ на повече от 70 публикации авторите (Belman & Wolfson, 2014) успяват да идентифицират 439 коефициенти на еластичност, които варират между -1,5 и +1,5. Разпределението на коефициентите е относително симетрично с медиана -0,05. Заключението е, че като цяло минималната заплата оказва много слабо негативно влияние върху заетостта.

До подобен извод стига обзорно изследване (Neumark & Corella, 2019) на над 60 публикации, които се фокусират върху проявленето на въпросната зависимост в развиващите се страни. Средната стойност на коефициентите на еластичност е -0,06, макар че вариацията е доста по-голяма, отколкото при изследванията в развитите страни (от -4,73 до + 4,51). Спецификата при развиващите се страни е, че често нормативните разпоредби не се прилагат толкова ефективно, колкото в развитите и повишаването на минималната заплата за някои предприятия остава на хартия. Важен е въпросът как си взаимодействват сивият сектор и бизнесът на светло. Едната хипотеза е, че законовите промени ще се отразят на заетостта само при последните, а другите ще останат незасегнати. От друга страна обаче всички фирми се конкурират помежду си за работна ръка и предприятията от сивия сектор може да се принудят да повишат заплащането, за да задържат служителите си, дори ако няма пряка законова принуда върху тях.

2.4.2. Минималната работна заплата в Централна и Източна Европа

Интересно би било да се направи съпоставка с влиянието на минималната заплата върху заетостта в Централна и Източна Европа (ЦИЕ), тъй като България спада към тази група и има сходна история и икономически път. За разлика от развитите и развиващите се страни, тук няма обзорно изследване (поне такова на английски) на отделните публикации по темата.

Въпреки това съществуват изследвания, които обхващат групата като цяло (или големи части от нея), макар и да не разглеждат непременно ефекта върху заетостта. Едно от тях (Bodnár и съавт., 2018) прави сравнителен анализ между фирмите в осем страни от ЦИЕ по отношение на приспособителните канали при увеличения в минималната заплата. За целта се използват данни от

отговорите на хармонизиран въпросник в рамките на проучване на Европейската централна банка сред извадка от фирмите. Проучването покрива периода 2010-2013 г. и съдържа въпрос относно броя на наетите на минимална заплата и въпрос каква е била реакцията на фирмата спрямо последното ѝ увеличение. Заключението на анализа е, че като цяло за фирмите от тези страни повишаването на минималната заплата оказва влияние преди всичко върху цените на стоките и услугите. Други ефекти са намалението на нетрудовите разходи и подобряване на производителността. Спадът в заетостта не е водещо следствие и доколкото се проявява, това става преди всичко чрез по-малкия брой нови, а не заради съкращаване на вече наети служители. Повишаването на минималната заплата обикновено води до ефективно повишаване на заплатите, често и при служители, които не са пряко засегнати от нейното увеличение. Анкетното проучване има някои ограничения при оценката на влиянието на минималната заплата върху заетостта. Въпросите са зададени по начин, който установява дали даден приспособителен канал е бил използван, но няма достатъчно информация, за да се регистрира количествения ефект от неговото използване. В случая с българските фирми в проучването, 25,2% заявяват, че се е наложило да съкращават персонал. Зад тези стойности може да стои промяна в заетостта в един доста голям диапазон - не е ясно каква е бройката на съкратените във засегнатите фирми - тя може да варира от един служител до почти всички.

И при страните от ЦИЕ, както при развиващите се страни, един от въпросите е доколко работодателите се съобразяват с минималната работна заплата. Изследване, обхващащо периода 2003-2012 г. (Goraus-Tańska & Lewandowski, 2016), което използва данни на индивидуално ниво от Европейското изследване на доходите и условията на живот EU-SILC, показва, че

делът на заетите, които получават заплащане под минималното, не надвишава 10%, а в повечето случаи е значително по-нисък. Тези стойности са много по-малки отколкото при повечето развиващи се страни.

Тъй като няма обзорно изследване на индивидуалните проучвания, надолу са представени някои от тях, без претенции за изчерпателност, което не е и цел на настоящата разработка. Идеята е да се покажат последващите резултати за България в сравнителна перспектива.

Интерес представляват изследванията за Унгария, където през декември 2000 г. правителството увеличава значително минималната заплата с 57%. В едно от тях авторите (Kertesi & Kollo, 2003), прилагайки тристепенен модел на най-малките квадрати за изчисляването на параметрите в система от две уравнения, стигат до заключението, че при малките фирми, където промените засягат голяма част от персонала, заетостта спада с 0,22-0,33% (според региона) за всяко повишение на средната заплата с 1%, което е породено от увеличението на минималната. Също така, на базата на панел от индивидуални данни, те правят извода, че вероятността за запазване на работното място (половин до една година след увеличението) е по-малка за служители със заплащане близо до минималното, спрямо останалите. В логит модела се контролира за пол, възраст, стаж, сектор и др.

Същото увеличение, при което минималната заплата расте от 35% до 55% спрямо средната, е обект на анализ и от други автори. Използвайки административни данни на микро ниво, Harasztsosi & Lindner (2019) установяват, че увеличението засяга пряко близо 290 000 души, от които 30 000 губят работните си места - приблизително 10% от засегнатите служители (под 1% от всички заети). При въпросното увеличение това дава коефициент на еластич-

ност от приблизително 0,2, което се приближава до резултатите от предишното цитирано изследване. Прилагането на метод *разлика в разликите* показва, че фирмите, където всички наети са засегнати от увеличението, имат със 7,8% по-голям спад в заетостта две години по-късно, спрямо фирми, където никой не е обхванат от него. Според авторите обаче последиците от повишението на минималната заплата се проявяват основно през повишаването на цените и намаляване на печалбите.

Регресионен анализ на панелни данни на ниво NUTS2 в Полша за периода 1999-2012 г. показва, че няма статистически значим ефект от повишаването на минималната заплата върху заетостта при младежите. Моделът използва като контролни променливи регионалния БВП на глава от населението, равнище на обща заетост при мъжете, дял учащи и др. Индивидуални регресии за отделните райони показват наличието на негативен ефект върху растежа на младежката заетост в някои райони, където отношението на минималната към средната заплата е високо и значението на селското стопанство за икономиката е сравнително голямо (Majchrowska & Zólkiewski, 2012).

Използвайки данни на регионално ниво Fialová & Mysíková (2009), прилагат панелна регресия със случаини ефекти (вместо фиксиранi) за периода 1995-2004. Зависимата променлива в модела е коефициентът на безработица (вместо заетост), а като независима променлива се използва отношението на минималната към средната заплата. Използват се няколко варианта на модела, в зависимост от включените контролни променливи - брой свободни позиции, брой самонаети на 1000 души население, капиталови разходи, дял на завършилите висше образование, степен на урбанизираност на региона и отдалеченост от столицата. В зависимост от това резултатите показват, че 1% увеличение на отношението МРЗ/СРЗ води до повишаване на безработицата с

0,3-0,7%. В същата публикация се използват данни на индивидуално ниво, за да се изчисли с логистична регресия вероятността за заетост на пълно работно време. Прави се сравнение между тези вероятности след увеличението на минималната заплата при наетите, които са засегнати от него и тези, които не са, като разглежданият период е 2004-2005 г. Вероятността да запазят статуса си на наети за лицата, които получават заплата под минималната, е 16%, а за тези, които получават малко над новата минимална заплата - 46%.

Други автори (Pavelka и съавт., 2014) не откриват статистически значимо влияние на минималната заплата върху безработицата в Чехия. Те прилагат векторна авторегресия върху агрегирани на национално ниво данни за периода 1999-2011 г., като контролират за темпа на реалния икономически растеж. Като зависими променливи са използвани обща безработица, младежка безработица и безработица при хората с ниско ниво на образование. Независимата променлива е минималната заплата, представена с номиналната си стойност. Следва да се отбележи, че изборът на независима променлива, иконометричен модел и агрегираност на данните, са необичайни в контекста на общоприетите за изследване на проблема.

Благодарение на административна база данни на индивидуално ниво, което обхваща цялата работна сила в Словения, Laporsek и съавт. (2019) успяват да изчислят както вероятността за излизане от групата на заетите, така и за влизане в нея. За целта проследяват движението на наблюдаваните лица в продължение на пет години след увеличението на минималната заплата с 22,9% през март 2010 г. Вероятността за заетост е по-малка за хората от групата, които са получавали по-малко, отколкото новата минимална заплата. Въпреки че доходите на отделни представители на тази група се повишават, средният доход там се понижава.

Налице са няколко публикации върху разглежданата проблематика за Румъния. Едната от тях (Andreica, Antonie, и съавт., 2010) прилага панелна регресия с фиксирани ефекти (within estimator) върху 42-те области в страната за периода 2000-2008 г. Минималната заплата е представена в реално изражение (претеглена през ИПЦ), а като контролни променливи се използват промените в реалния БВП и миграционните потоци. Минималната заплата влияе негативно върху заетостта, но слабо. Макар и статистически значим, полученият коефициент е -0,07. В друга публикация на същите автори (Andreica, Aparaschivei, и съавт., 2010), където се използва векторна авторегресия за анализ на връзката между минималната заплата, от една страна и заплати, цени и заетост от друга, се прави изводът, че повишаването на минималната заплата води до забавяне на ръста на заетостта в обхванатия период (1999-2009 г.). Друго изследване за Румъния, което също прилага векторна авторегресия за периода 2000-2016 г., не открива статистически значим ефект на минималната заплата върху независимата променлива, в случая коефициентът на безработица (Armeanu & Pascal, 2017).

От направения селективен преглед на литературата за Централна и Източна Европа може да се заключи, че в тези страни по-скоро се потвърждава смятаният за традиционен възглед, съответстващ на условията на съвършена конкуренция на пазара на труда, че повишаването на минималната работна заплата оказва негативно влияние върху заетостта. Това заключение се разминава в известна степен с по-новите изследвания за развитите страни, където резултатите са по-противоречиви. Следва да се отчете фактът, че повечето от въпросните публикации за ЦИЕ разглеждат случаи, в които увеличението е значително. Друго, което прави впечатление, е че данните се анализират като към тях се прилагат някои иконометрични модели, като например

векторна авторегресия, които по принцип не са широко използвани за изследването на този проблем.

2.4.3. Минималната работна заплата в България

Минималната заплата в България също е обект на изследователски интерес през годините. Повечето публикации по темата правят анализ на нейната институционална уредба, динамиката в развитието ѝ и връзката ѝ с други икономически показатели, използвайки предимно описателна статистика. Цанов (Tzanov, 2010) не открива връзка на национално ниво между промените в минималната заплата и заетостта за периода 1995-2007 г., като освен общата, разглежда и младежката заетост. Той представя и резултатите от анкетно проучване сред четири средно големи предприятия (две от хранително-вкусовата промишленост, едно текстилно предприятие и едно от туристическия сектор). Макар че някои от тях са с голям относителен дял наети на минимална работна заплата, според мениджмънта на предприятията повишенията в минималната заплата не оказват влияние върху заетостта, въпреки че за предприятието от туристическия сектор по оценка на мениджмънта те водят до намаляване на конкурентоспособността. В друга публикация Цанов (2015) сравнява динамиката на заетите нискоквалифицирани работници с тази на минималната заплата и установява, че връзката между тях е слаба. Изследването обхваща периода 2006-2013 г., което включва както период на висок икономически растеж, така и на икономическа криза. Промяната в броя на заетите се влияе преди всичко от състоянието на стопанския цикъл. Стефанов (2011) използва описателна статистика върху годишни данни на национално ниво за периода 2002-2011 г. и стига до извода, че минималната заплата няма ефект върху заетостта и безработицата, като основната причина за това според него

е, че промените в минималната заплата следват тези в брутната месечна заплата. Друга публикация (Манчева & Стаматев, 2017) прилага тест на Пирсън за зависимост между минималната заплата и годишната промяна в коефициента на заетост на населението на 15 и повече години за периода 2000-2014 г. Полученият коефициент е със стойност 0,32, което дава основание на авторите да заключат, че минималната заплата оказва слабо влияние върху заетостта.

Сред наличните изследвания особен интерес представлява публикуваното от ИПИ (Институт за пазарна икономика, 2015) заради използването на панелен модел с фиксирани ефекти при годишни данни. Обект на анализ са областите на ниво NUTS 3 през периода 2003-2013 г. Зависимата променлива е коефициентът на заетост сред населението (15-64 г.) с начално и по-ниско образование. Моделът не прилага фиксирани ефекти за времевия период, а само за елементите, но като контролна променлива е включен реален темп на икономически растеж на областно ниво, за да се изолира влиянието на стопанския цикъл в зависимата променлива. Независимата променлива е минималната работна заплата, представена в номинално изражение като средно претеглена величина за годината (тъй като в някои години минималната заплата е променяна повече от веднъж). Авторите достигат до извода, че повишение на минималната работна заплата със 100 лева намалява заетостта в изследваната група с 1,4 процентни пункта. Като се има предвид, че коефициентът на заетост при хората с основно и по-ниско образование е под 20%, намалението може да бъде значително и в абсолютно изражение да се изразява в загубата на 26 000 работни места.

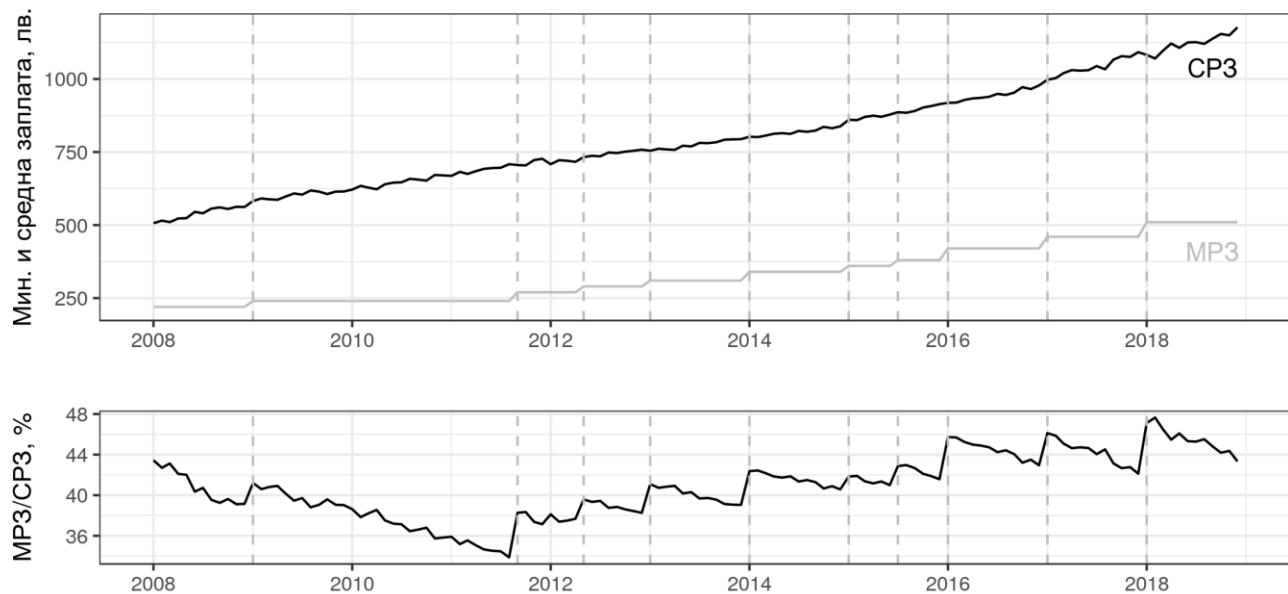
Резултатите са статистически значими, но има някои проблеми както с представянето им, така и със самия модел и начина, по който се стига до тях. Първият проблем е, че дори ако приемем коефициента пред независимата

променлива без забележки, увеличението със 100 лева е без контекст. Средната стъпка на увеличение на минималната заплата през периода е приблизително 16 лева, т.е. много по-малко от тези хипотетични стойности. Относителният размер на еднократно повишение от 100 лева би варирали между 83% (за увеличението през 2004 г.) и 32% (2013 г.) - мащаби, които дори много поддръжници на повишаването на минималната заплата биха сметнали за неоснователно големи. Вторият проблем е по-значителен и той е свързан с включването на минималната заплата като абсолютна стойност в номинално изражение в регресионния модел. Взета сама по себе си тя не носи информация, анализът има смисъл само при съпоставката ѝ с равновесната цена на пазара на труда. Всъщност, авторите отбелязват, че първоначално са използвали като независима променлива съотношението между минималната и средната заплата, но не публикуват резултатите от този модел, защото коефициентът е положителен, което според тях противоречи на икономическата логика. Както беше показано по-горе обаче, съществуват икономически модели, които са в състояние да обяснят подобна зависимост. Изследването не споменава такива модели, вместо това се търси обяснение в ненадеждността на данните и сивата икономика. Защо плащането на ръка би могло да обясни положителната връзка на минималната заплата със заетостта, както твърдят авторите, не е ясно от само себе си и се нуждае от допълнително обяснение. Там, където доплащането на ръка допълва официално декларираната заплата, повишаването на минималната просто ще изсветли недекларириания доход, без да доведе до промени в заетостта. Където реалното заплащане наистина е на минималното, няма да има нищо за изсветляване и в неокласическия модел на съвършена конкуренция, заетостта ще намалее.

Глава 3. Отраслово и регионално влияние на минималната работна заплата върху заетостта в България

3.1. Институционална уредба, динамика и обхват на МРЗ

Минималната работна заплата в България се определя с постановление на Министерски съвет след консултации в Националния съвет за тристррано сътрудничество. Няма законово установени критерии, по които да се осъществява това, но при този процес се вземат предвид редица показатели като ли-ния на бедност, икономически растеж, производителност, инфлация и др. (Цанов & Шопов, 2017, стр. 22–30). За разлика от някои други страни, минималната заплата в България не е диференцирана на отраслов или регионален принцип или по възрастови групи (Adema и др., 2019). Индексацията обикновено е веднъж в годината, по-конкретно в началото, но има години, в които не е променяна или това е ставало повече от веднъж.



Фигура 6: Минимална и средна работна заплата на национално ниво, 2008-2018 г.

Важен е въпросът колко са наетите на минимална работна заплата. Не са достъпни непрекъснати времеви редове с такива данни, което затруднява изследването на ефекта от нейното повишение върху заетостта. Въпреки това, някои източници на информация позволяват да се изгради частична картина за отделни времеви отрезъци. Това е някаква изходна позиция, макар и да не служи като основа за иконометричен анализ.

Позовавайки се на данни от НСИ, Цанов (Tzanov, 2010, стр. 63) отбелязва, че през 2002 г. 5,1% от наетите са на минимална заплата. Информация от EU SILC за 2017 г. показва, че 8,4% от наетите получават по-малка или равна на минималната работна заплата. (Aumayr-Pintar и др., 2019, стр. 54). Според данни от Европейската комисия между 2005 и 2011 г. дялът на наетите на минимална заплата спада от 16% на 6% (Maiväli & Stierle, 2015, стр. 110). Друго изследване, което също проследява динамиката на този дял, но в периода 2008-2010 г., регистрира спад от 10,1% до 5,5% (Loukanova & Tzanov, 2011). В него са представени данни и по икономически дейности. С най-голям дял наети на минимална заплата се открояват административните и спомагателните дейности (29% в началото и 14,9% в края на периода). В хотелиерството и ресторантърството дяловете са съответно 13,9% и 5,3%, в промишлеността 13,1% и 8,1%, а в селското стопанство 13,9% и 6,3%. При заетите в търговията на дребно относителният дял е по-малък (променя се от 11,4% на 6,7%), но като абсолютен брой наети е втори след промишлеността. Като източник на данните е посочен НСИ.

Стойностите могат да служат като приблизителен ориентир, защото има известни разминавания в различните източници. Например, в публикация за Централна и Източна Европа са представени данни за България за 2013 г. с източник НСИ и от проучване сред 528 фирми в рамките на Wage Dynamics

Network (WDN) на Европейската централна банка. В първия случай стойностите са 8,6%, а във втория - 20,3% (Bodnár и съавт., 2018, стр. 8; Paskaleva, 2016).

Друг източник на информация, чрез който индиректно може да се направи предположение за броя на хората, които получават минимална работна заплата, са данните от Националния осигурителен институт. В отговор на въпрос в рамките на парламентарния контрол през октомври 2019 г. относно размера на доходите и възнагражденията на наетите и заетите лица и платения данък върху доходите на физическите лица (ДДФЛ) за 2018 г., финансовият министър посочва, че над 1,6 miliona (от общо 3,1 miliona) са с деклариран доход, чиято данъчна основа за годината е по-малка от 6720 лв., т.e. средно 560 лв. на месец (Горанов, 2019). При положение, че за съответната година месечната минимална заплата е 510 лв., това означава, че приблизително половината от заетото население получава заплата, която не превишава минималната с повече от 10%. Естествено, имайки предвид, че това са годишни данни, а доходът на една част от тези лица е реализиран за период по-кратък от една календарна година, вероятно бройката е по-малка, но въпреки това е значително повече, отколкото при сравнение с другите източници на информация. Друго възможно обяснение е наличието на надеклариран доход.

3.2. Минимална работна заплата и заетост на национално равнище

По-горе бе посочено, че предишни изследвания не откриват връзка между промените в МРЗ и общата заетост. На пръв поглед това се потвърждава от Фигура 7, където съотношението между минималната заплата и абсолютният брой на наетите следват един и същ тренд на промяна. По време на глобалната

финансова криза от 2009 г. броят на наетите спада, което е съпътствано от намаление на относителния размер на минималната заплата. От януари 2009 до август 2011 г. тя е замразена в абсолютни стойности и наблюдаваният относителен спад спрямо средната заплата се дължи на увеличението в последната (видно от Фигура 6, на която са представени сезонно изгладени данни; вертикалните пунктирани линии посочват момент на увеличение на MPЗ). Поне на пръв поглед повишенията в MPЗ като абсолютни и като относителни стойности спрямо CPЗ след 2011 г. не оказват негативно влияние в общия брой на наетите. Стойностите на последната са силно чувствителни към промените в стопанския цикъл и видимо не реагират отрицателно на повишенията в минималната

заплата.

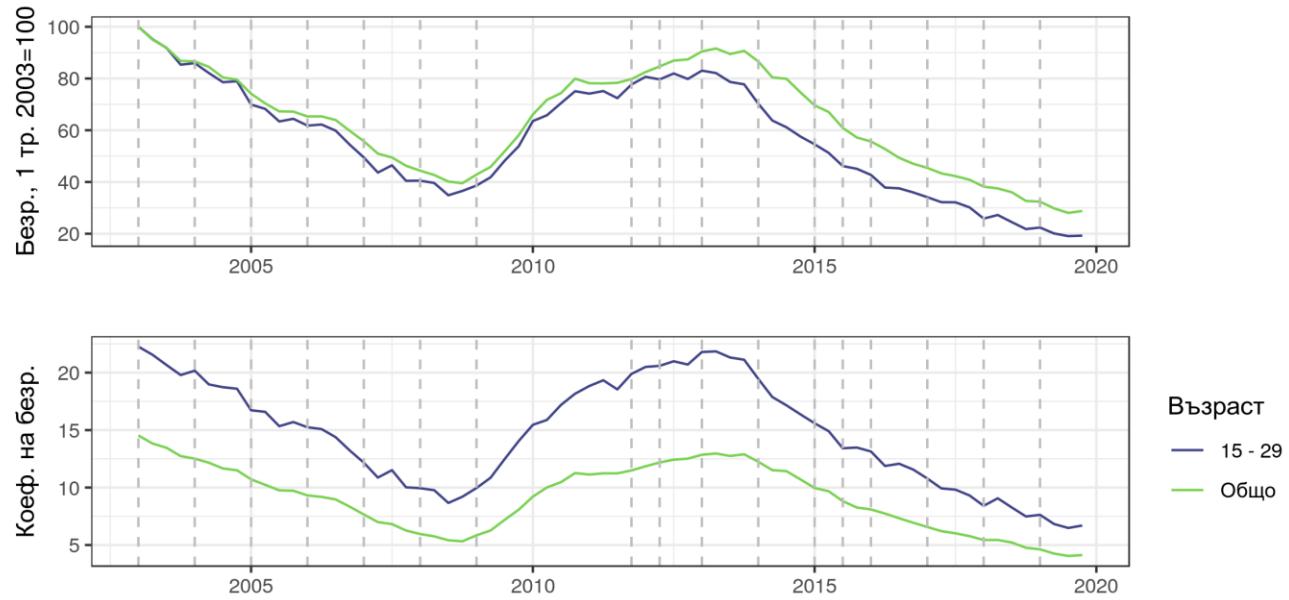


Фигура 7: Минимална заплата и наети на национално ниво, 2008-2018 г.

Трябва да се отчете контекстът на дългосрочните процеси, в който се осъществяват промените в броя на наетите. През целия период е налице спад в населението, което при равни други условия е предпоставка за по-малък брой наети. В същото време тече преструктуриране в икономиката с непрекъснат

тренд на намаляване на наетите в предприятията от обществения сектор. Наблюдаваните изменения в общия брой на наетите, причинени от колебанията в стопанския цикъл, се дължат почти изцяло на промените в броя на наетите в частния сектор, отчитайки тези два тренда.

В своето тримесечно наблюдение на работната сила НСИ събира данни не само за броя на безработните, но и според причините за безработицата. Ако повишаването на МРЗ има отрицателно влияние върху безработицата, би трябвало да намери отражение в броя безработни, които са съкратени или уволнени. На пръв поглед има такава корелация, тъй като за периода 2003-2019 г. съкратените или уволнени работници се увеличават най-много през първото тримесечие на годината (съотнесено спрямо предходното), докато в останалите броят им спада. Това обаче може да се обясни с факта, че обикновено промените в минималната заплата влизат в сила през януари, а освен цикличен, колебанията в безработицата имат и силно изразен сезонен характер, който се проявява дори в годините, в които няма промени в МРЗ (както е в периода 2009-2011 г.). Следователно, на базата единствено на тези наблюдения не може да се твърди, че е налице причинно-следствена връзка. Отсъствието ѝ с общия брой наети/безработни не е изненада и е донякъде очаквана. По-голямата част от наемните работници получават заплащане, което превишава минималното. Фокусът върху групи с по-ниско заплащане би бил по-подходящ. Такава група на национално ниво е възрастовата група 15-29 г., която включва много лица, които са заети с труд, който не изисква висока квалификация, съответно предполага и по-ниско заплащане.



Фигура 8: Безработни по възрастови групи, 2003-2019 г.

На Фигура 1 са представени сезонно изгладени тримесечни данни за безработните в съответната възрастова група с общата безработица за ориентир. Долната графика показва коефициента на безработица според НСИ, докато горната графика показва броя на безработните в съответното тримесечие, съпоставен към броя им през първото тримесечие на 2003 г. (за който приемаме, че е 100). И двата показателя показват силна чувствителност към фазите на стопанския цикъл, като тя изглежда по-изразена при младежката безработица, но видимо за никоя от групите безработицата не се влияе от промените в минималната заплата, маркирани като точки във времето с вертикалните пунктирани линии на графиката. Подобно наблюдение може да направим и относно безработните по степените на образование. Като цяло при хората с по-високо образование безработицата е по-ниска, коефициентът на безработица за всяка от групите реагира на промените в стопанския цикъл, но на пръв поглед на национално ниво не се наблюдава ефект от измененията в минималната заплата.

Потенциален източник на промените в заетостта, който действа по подобен начин на минималната заплата, са помощите при безработица. На теория те биха могли да повлияят по същия начин и е резонно да се отчете тази възможност. Доколко това обаче наистина е така зависи от размера и продължителността на периода, през който се получават тези помощи. Подробен анализ на движението на тази променлива би бил твърде ангажиращ, за да се осъществи в рамките на настоящото изследване. Според някои автори (Maiväli & Stierle, 2015, стр. 115) размерът на обезщетенията при безработица в България не е достатъчно голям, за да окаже осезаемо влияние върху безработицата или ръстът на заплатите. Сходен ефект върху заетостта може да се търси и при минималните осигурителни доходи, но няма категорични доказателства, че влияят отрицателно на заетостта (Косулиев, 2019).

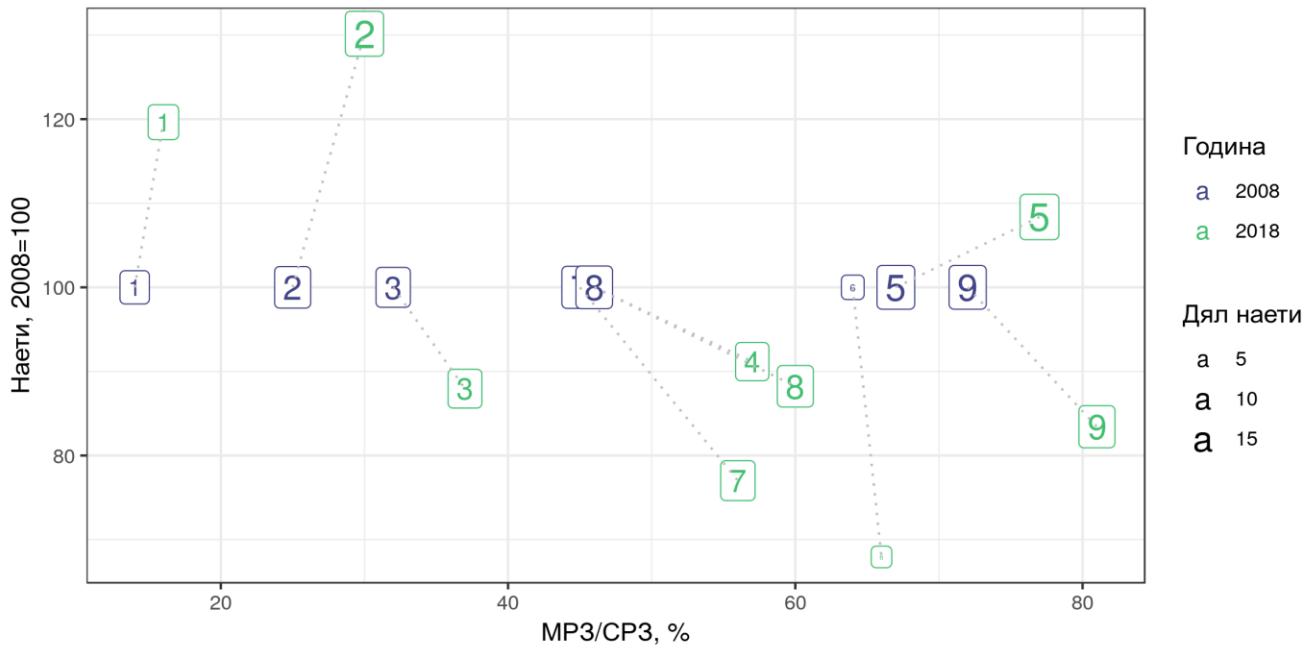
3.3. Отраслово влияние върху заетостта

Отрасловото влияние на минималната заплата върху заетостта може да се покаже през няколко различни сечения, за които са достъпни статистически данни. На първо място това са класовете професии. На второ място това са икономическите дейности, при които има данни за различни нива на агрегираност. На трето място може да се използва пресечната точка между професиите и икономическите дейности, за да се получи още по-пълна картина и да се получат достатъчно наблюдения, за да може към тях да се приложи иконометричен модел.

3.3.1. Минимална заплата и заетост по класове професии

Класовете професии¹⁵, за които НСИ събира и публикува данни за заетостта и брутната заплата, са на ниво на агрегираност, което ги разпределя в девет обособени групи, което на теория позволява прилагането на модел на панелна регресия при достатъчно дълъг времеви период, но тук ще се ограничим само да описателна статистика. В някои от тези класове се включват доста хетерогенни по своя характер професии, за да се придава на тези данни твърде голяма самостоятелна тежест при анализа. Например според “Националната класификация на професиите и длъжностите” от 2011 г. в Клас 7 “Квалифицирани работници и сродни на тях занаятчии” се включват работници по инсталлиране и ремонт на електрически и електронни съоръжения, а също и работници по производство на облекло. Очевидно е, че двете изискват коренно различна квалификация (клас 1 е “Ръководители”).

¹⁵ Съответствията между номерата и наименованията на класовете професии са дадени като Приложение 1.



Фигура 9: Заплата и наети по класове професии, промяна от 2008 до 2018 г.

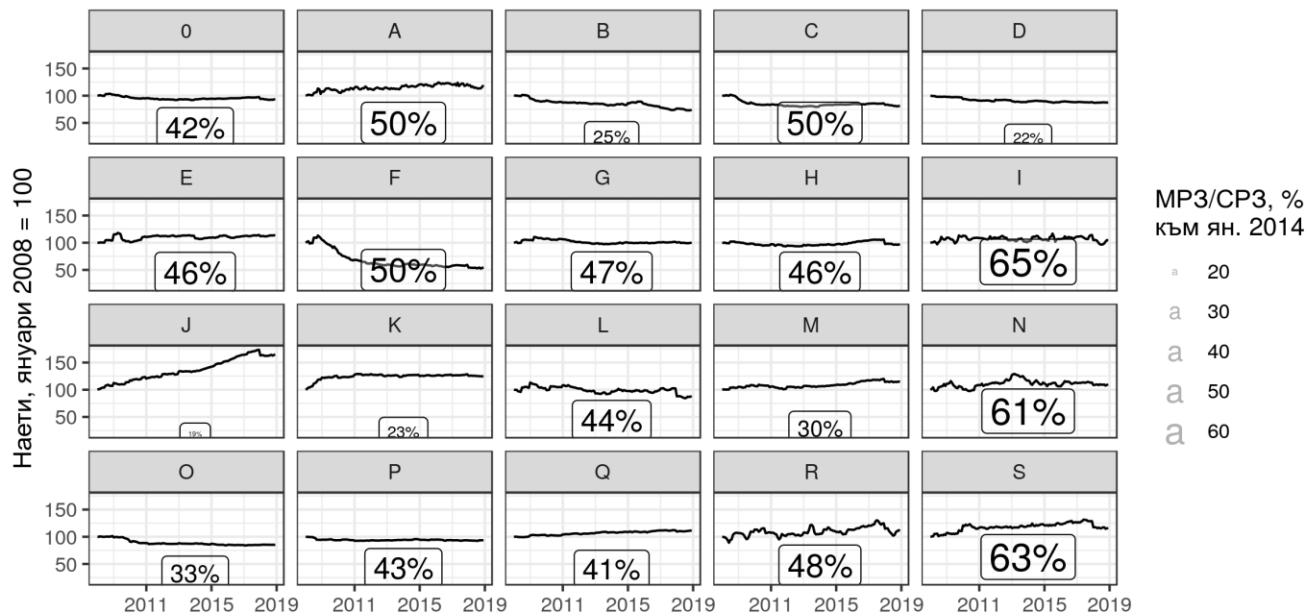
На Фигура 9 е показана промяната в броя на наетите по класове професии за 2018 г., използвайки 2008 г. като базова. По абсцисата е представено съотношението между минималната и средната работна заплата със средните стойности за всеки от класовете професии по този показател за разглеждания период. Размерът на квадрата с номера на съответния клас съответства на неговия относителен дял в общия брой на наетите. MP3 расте през по-голямата част от периода и изхождайки от презумпцията за негативен ефект на от това върху заетостта, бихме очаквали графиката да покаже по-голямо относително намаление в броя на наетите при класовете професии с по-голямо съотношение MP3/CP3. Това обаче не е така, въпреки че при класовете професии с най-високи заплати (1 и 2) наетите растат много по-отчетливо, отколкото при другите. Въщност, единственото друго увеличение се наблюдава при 5 клас професии, където минималната заплата е сравнително близо до средната. Няколко класове професии (3,4,7 и 8), в които заплащането е значително по-високо клас 5, се характеризират със спад на наетите в тях. По-вероятно е тези

промени в броя на наетите да са резултат от преструктуриране на икономиката и адаптиране към разпространението на нови технологии.

3.3.2. Минимална заплата и заетост по икономически дейности

Данните по икономически дейности за броя на наетите и заплатите са достъпни в различни равнища на агрегираност. За описателна статистика са подходящи тези по класifikатор на икономическите дейности КИД21, където дейностите са агрегирани в 19 сектора¹⁶. На Фигура 10 е представена промяната в броя на наетите във всеки от секторите (с 0 е отбелязана промяната при всички наети) за периода 2008-2018 г., използвайки стойностите от януари 2008 г. като базови. Съотношението МРЗ/СРЗ към средата на периода (януари 2014 г.) е взето като ориентир за заплащането в сектора и е показано в съответната клетка. От графиката не се забелязва никаква закономерност по отношение на промените в броя на наетите, отчитайки нивото на заплащане в сектора. В сектори J, K и M, където заплатата е сравнително висока, наетите растат, но в B, D и O тенденцията е обратната. От друга страна в сектори с ниско заплащане като I и N, броят остава относително стабилен, а в S дори има известен ръст. Дори да има никакво влияние на минималната заплата върху заетостта, при това ниво на агрегираност на наетите по икономически дейности, то не се забелязва, вероятно под влиянието на други фактори.

¹⁶ Виж Приложение 2. Икономически дейности. Агрегирана номенклатура A21 на базата на КИД-2008



Фигура 10: Наети по икономически дейности, 2008-2018 г. (КИД21)

В настоящото изследване се използват и данни от НОИ, получени по Закона за достъп до обществена информация (ЗДОИ). Те са тримесечни, от 2013 до 2018 г. и показват броя на задължените съгласно данъка за доходите върху физическите лица (ДДФЛ), както и общата осигурителна база в сектора, което позволява да се изчисли средният осигурителен месечен доход в съответния сектор през дадения период. Тъй като нивото на агрегираност е ниско, са на разположение данни за 87 сектора. Обхванати са само лицата, наети на трудов договор¹⁷.

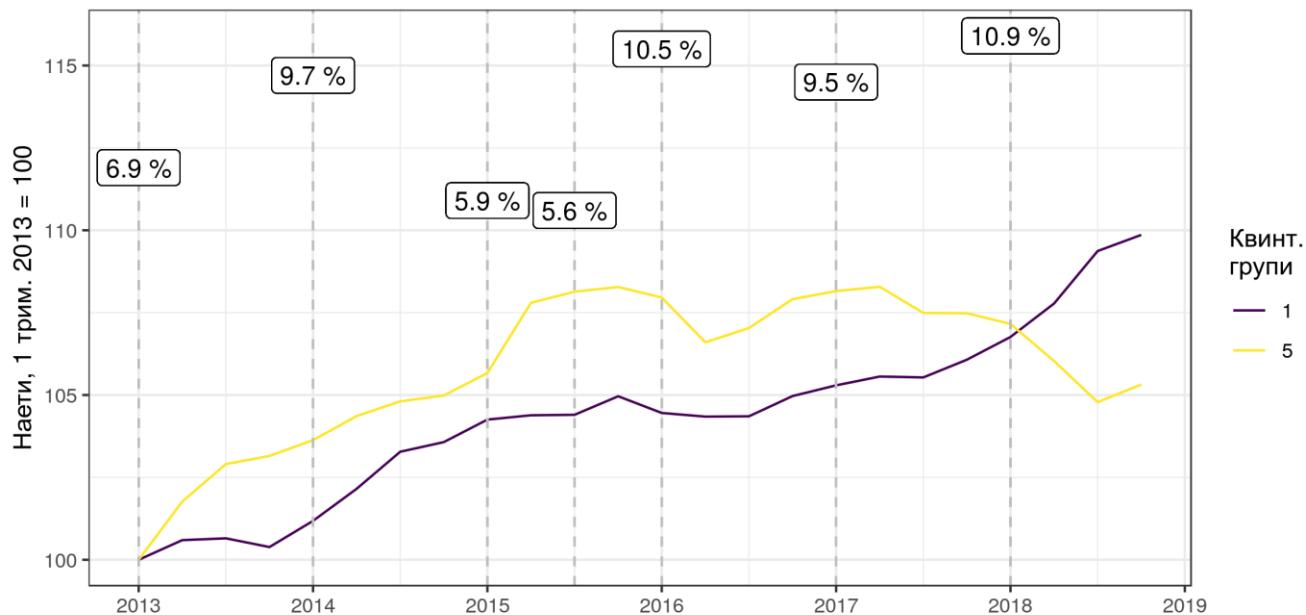
Тези данни са подложени на допълнителна обработка. Първо са премахнати секторите, които за разглеждания период имат средногодишен брой на-

¹⁷ Предоставената информация обхваща 2008-2018 г., но в периода 2008-2012 г. броят на секторите е различен и данните не са съпоставими със следващите години.

ети, който не превиши 5000 души. Тук допускането е, че при малък брой заети голяма еднократна инвестиция или фалит на голямо предприятие от сектора може да доведе до значителни относителни промени при наетите в два последователни периода. Като допълнение към това се премахват онези сектори, при които има голяма волатилност в наемането и освобождаването на служители. Идеята е, че при тях има други фактори освен промените в минималната заплата, които влияят върху броя на наетите и те погрешно може да бъдат възприети като влияние на минималната заплата. Тъй като теоретично при увеличение на МРЗ е възможно да има масови съкращения в сектори с ниско заплащане, индикаторът за волатилност е дали в две последователни тримесечия е имало голямо увеличение в броя на наетите. Затова от данните са премахнати секторите, които се намират отвъд 90-я перцентил по този показател. Така отпадат сектори, в които през периода се е наблюдавало между 28% и 35% увеличение в броя на наетите на тримесечна база. След тези преобразувания остават 57 сектора. Един от отпадналите обаче е "Хотелиерство и ресторантърство", където средният брой на наетите е относително голям, а заплащането е ниско.

Оставащите сектори са разпределени по 11 или 12 в квинтилни групи. Група 1 е с най-ниско съотношение МРЗ/СРЗ (осреднените за тримесечие стойности в разглеждания период варират между 29% и 38%), група 5 - с най-високо (от 70% до 85%, като и тук съотношението расте към края на периода, заради изпреварващия ръст на МРЗ спрямо СРЗ). На Фигура 11e показано как се изменя броят на наетите в двете маргинални групи в контекста на увеличенията на минималната заплата, показани с вертикалните пунктирани линии (числото в скобите показва процентното увеличение на МРЗ). Съпоставката е

спрямо първото тримесечие на 2013 г., което е прието за база. Данните са сезонно изгладени.



Фигура 11: Наети по сектори - квинтилни групи 1 (висока заплата) и 5 (ниска заплата) (данни от НОИ)

Въпреки непрекъснатото увеличение на минималната заплата през периода, броят на наетите от секторите в 5-я квинтил е по-голям спрямо базовите стойности, отколкото при секторите от 1-я квинтил. Това се променя едва през 2018 г. Първите четири увеличения на МРЗ не водят до видими шокове при наетите. Ръстът при 5-я квинтил спира след 2016 г., когато започва серия от големи (~10%) увеличения на минималната заплата. В същото време броят на наетите в 5-я квинтил продължава да расте. Това би могло да е индикация за негативно влияние на минималната заплата, която по това време прехвърля 80% от средната в 1-я квинтил, но може да има и друго обяснение, примерно

достигането на капацитета на икономиката да мобилизира работна сила в тези отрасли.

Към данните е приложена панелна регресия с двупосочни фиксирани ефекти. Зависимата променлива е логаритично трансформираният брой на наетите, а независимата променлива е отношението на минималната към средната заплата. Тъй като фиксираните ефекти контролират за неизменчива хетерогеност, не е необходимо включването на голям брой контролни променливи. Все пак са калкулирани спецификации с добавена контролна променлива "брой лица на възраст 15-64 г.", защото промяната в трудоспособното население потенциално би могла да окаже влияние както върху търсенето, така и върху предлагането на труд, което да рефлектира и върху зависимата, и върху независимата променлива. Резултатите от регресията не са показани. За някои от спецификациите *p-value* приема стойности малко под 0.05, но по важното е, че коефициентът на детерминация R^2 е под 0.01 във всеки вариант на регресионното уравнение, без значение дали то е приложено върху неизгладени или сезонно изгладени данни.

		Увеличение на минималната работна заплата									
		01.07.2015 г. (от 360 на 380 лв., 5,5%)			01.01.2016 г. (от 380 на 420 лв., 10,5%)			01.01.2018 г. (от 460 на 510 лв., 10,9%)			
времеви обхват	группа	наети преди	наети. след	про- мяна	наети преди	наети след	про- мяна	наети преди	наети след	про- мяна	
3 месеца преди и 3 месеца след	ниско запла- щане, n=10	36591	36435	-0,43%	36412	36268	-0,40%	35923	35599	-0,90%	
	високо зап- лащане, n = 11	36278	36591	+0,86%	36537	36656	+0,32%	38920	39050	+0,33%	

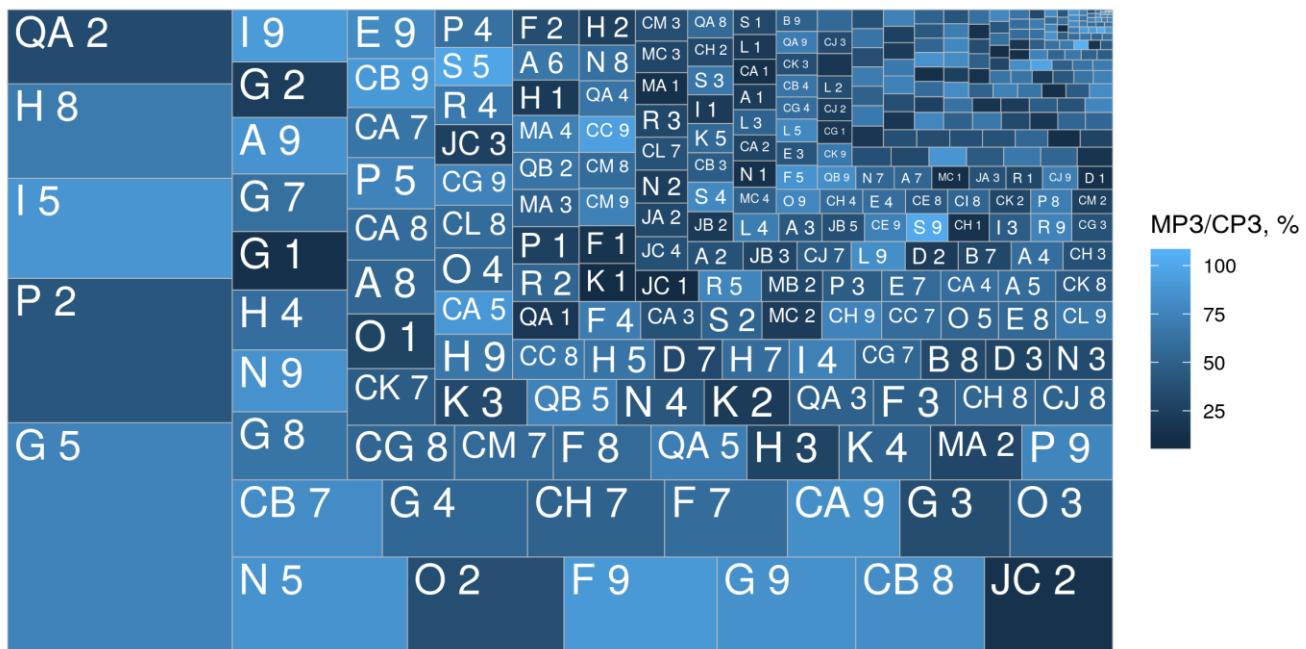
Таблица 1: Влияние на минималната заплата върху наетите (ср. стойности по групи, тримесечни данни от НОИ за 2013-2018 г.)

Тримесечните данни от НОИ по сектори позволяват прилагането на модел “разлика в разликите” посредством регресия от вида на уравнение 17. За разлика от годишните данни, при тримесечните може да се направи непосредствена проверка за влиянието на конкретно увеличение на минималната заплата. Описателната статистика, която съпътства модела *разлика в разликите*, е показана на Таблица 1 с акцент върху относителните промени в броя на наетите за квинтилната група с високо заплащане (минималната заплата е между 22,8% и 41,1% от средната заплата във включените в нея сектори) и с ниско заплащане (включваща сектори, където това съотношение е от 68,2% нагоре). Прави впечатление, че след всяко от разгледаните увеличения на минималната заплата (през 2015, 2016 и 2018 г.) относителният спад при наетите е по-голям за групата с ниско заплащане. Но кофициентите на детерминация от регресионните уравнения са твърде ниски (под 0,03), за да имат никаква тежест. Една от вероятните причини за това е малкият брой наблюдения (общо 21 сектора в двете групи, обхванати в два периода). Така в най-добрния случай се загатва за негативен ефект на МРЗ върху заетостта, без да е потвърдено статистически.

3.3.3. Минимална заплата и заетост по икономически дейности и класове професии

Комбинирането на икономическите дейности с класовете професии дава повече възможности за анализ, особено при иконометричното изследване на връзката между минималната заплата и наетите, тъй като увеличава значително броя на наблюденията, което е предпоставка за по-голяма статистическа значимост на получените резултати. Фигура 12 представя наетите по класове професии и икономически дейности (КИД38 - виж Приложение 3), къ-

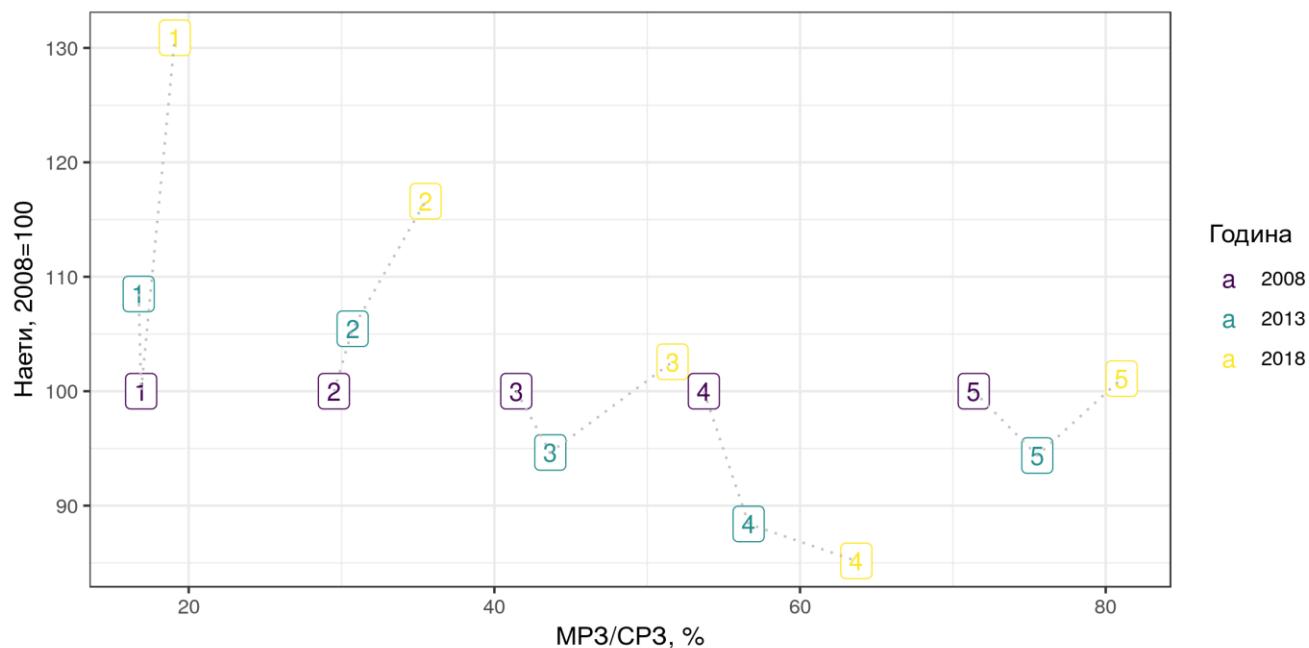
дете големината на всеки четириъгълник отразява относителния дял в общата заетост. Колкото по-светъл е той, толкова по-висока е средната заплата за тази комбинация. Например G5 е с дял от 7,3%, което се равнява на 159 647 души, а минималната заплата възлиза на 67,8% от средната. Стойностите са за 2018 г.



Фигура 12: Заплата и наети по професии и дейности (КИДЗ8), 2018 г.

Образуват се 324 двойки дейности - професии. От тях 43 двойки са със заплащане, където съотношението MP3/CP3 е поне 80%. В тях са наети общо 437 677 души. Тук също искаме да изчистим онези наблюдения, които могат да бъдат потенциален източник на нежелана волатилност. Затова от общия масив са отстранени двойките, които са със среден брой наети под 1000 души за целия период и при които има прекалено големи годишни процентни колебания (намират се отвъд 95-ия перцентил). Така остават 220 двойки, като за целия период от 11 години това означава, че са налице 2420 наблюдения.

От тях са формирани квинтилни групи по показателя MP3/CP3 за всяка година, като 1-ят квинтил включва двойките професия-дейност с най-високи заплати (за които минималната заплата варира от 7% при JC1 през повечето години до 28% при CA2 през 2018 г.), а 5-ят квинтил - двойките професия-дейност с най-ниски заплати (където минималната заплата е 56% от средната за O9 и R4 през 2010 г. и достига 100% при S9 през 2018 г.).



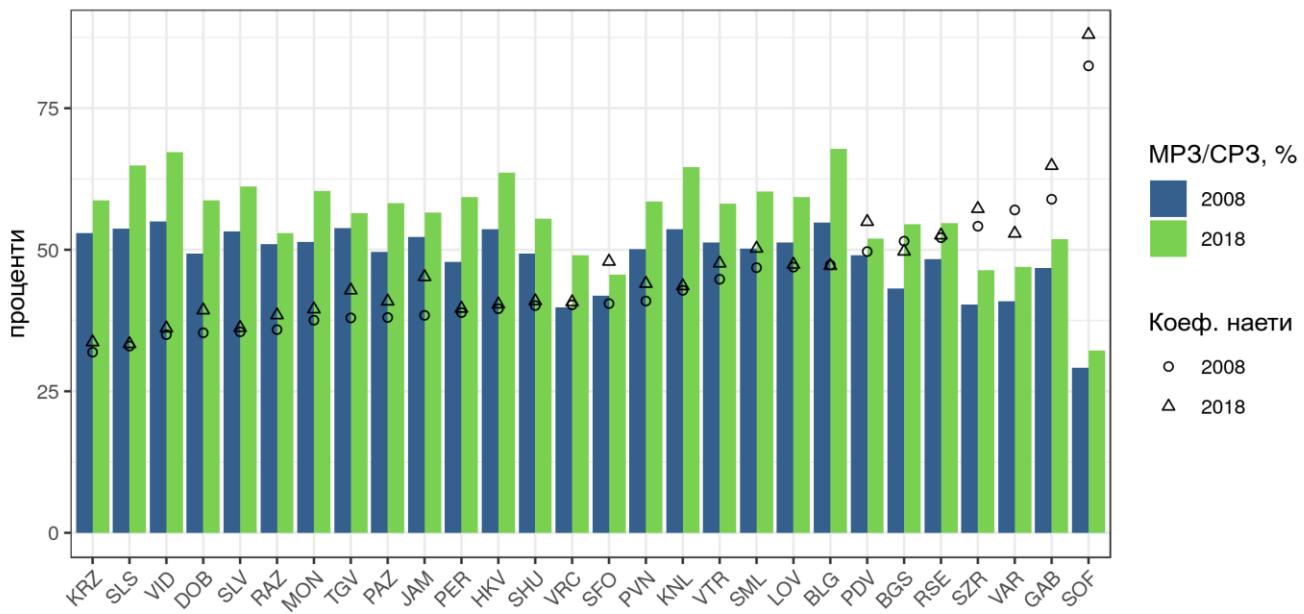
Фигура 13: Заплати и наети по квинтилни групи (на дейности и професии за MP3/CP3), 2008 г., 2013 г. и 2018 г.

На Фигура 13 са изобразени промените в броя на наетите спрямо базовите стойности от 2008 г. по квинтилни групи, формирани според съотношението MP3/CP3. В квинтилните групи с по-високо заплащане (1 и 2) ръстът е очевиден, докато при останалите той е много малък (3 и 5) или има спад (4). На пръв поглед това е индикация за негативен ефект на минималната заплата, но това, че група 5 се представя по-добре от група 4, въпреки по-ниското заплащане, поставя под въпрос категоричността на подобно заключение.

Приложена е панелна регресия към тези общо 220 двойки икономически дейности-професии, за които има наблюдения в 11 последователни години. Моделът с двупосочни фиксиранi ефекти без контролни променливи е статистически значим, а кофициентът пред независимата променлива МРЗ/СРЗ (логаритично трансформирана) е отрицателен. Но коефициентът на детерминация R^2 е 0.02, което не подкрепя хипотезата за обратна зависимост с броя на наетите (зависимата променлива, също логаритично трансформирана). При модел с индивидуални ефекти и контролни променливи (реален БВП и брой население) R^2 се увеличава до 0.04, но остава твърде малък, за да бъде от никакво практическо значение.

3.4. Регионално влияние върху заетостта

Различията в заплащането по региони дават възможност за диференцирано изследване на влиянието на минималната заплата върху заетостта. Те позволяват спецификацията на модел на изследването, който разглежда евентуалната зависимост между тези величини в още едно измерение. Освен интерес от чисто академична гледна точка, в българските условия това измерение представлява особен интерес и в контекста на провеждането на икономически политики. Аргументите “за” и “против” минималната работна заплата обикновено се изтъкват на принципна основа, но особеностите на локалната стопанска среда всъщност правят заключенията много по-трудни, защото положителните и отрицателните страни на една унифицирана минимална заплата на национално ниво потенциално ще се проявят с различна сила в различните региони. Регионалното измерение на проблема може да се разглежда на ниво области и общини.



Фигура 14: Промени в минималната заплата и коефициенти на наети по области, 2008 и 2018 г.

Фигура 14 показва стойностите на съотношението MP3/CP3 и на коефициента на наетите¹⁸ по области за 2008 и за 2018 г. Областите са подредени във възходящ ред по коефициента на наетите през 2008 г. Минималната заплата се е увеличила спрямо средната във всяка област. Коефициентът на наетите е по-нисък в края на периода само в областите Благоевград, Бургас и Варна. Изглежда, че има известна връзка между показателите - области с висок коефициент на наетите имат по-ниско съотношение MP3/CP3 (и за 2008, и за 2018 г. коефициентът на корелация е около -0,75). Най-вероятно това отразява икономическото състояние на съответните области като цяло, вместо да

¹⁸ Коефициентът на наетите е показател, изчисляван за целите на настоящото изследване. Той се получава по подобен начин на коефициента на заетост - броят на наетите е представен като относителен дял спрямо населението в трудоспособна възраст.

е индикация за отрицателното влияние на високата минимална заплата върху заетостта.

Прилагането на регресионен анализ върху панелни данни с двупосочни фиксиранi ефекти до голяма степен елиминира необходимостта от включването на контролни променливи, защото фиксираните ефекти контролират за неизменчива хетерогенност между обектите и във времето. Проблем обаче може да се появи при наличието на изменчива хетерогенност. При използването на панелна регресия с фиксиранi ефекти върху регионалните данни, потенциален източник на такава хетерогенност е провеждането на политики на пазара на труда, които не засягат всички наблюдавани единици в даден момент по един и същ начин или не характеризират дадената единица през целия разглеждан период. В случая такива могат да бъдат дейностите по провеждането на активни политики.

Историята, описанietо, дизайна и конкретните цели на различните видове активни политики на пазара на труда (АППТ) са отвъд предмета на настоящото изследване и могат да бъдат намерени другаде (Атанасова, 2015; Атанасова & Димитрова, 2018; Йорданова, 2011, 2013; Beleva, 2016). По-важно в случая е с каква сила се проявява ефектът от тези политики на пазара на труда и дали потенциално би изкривил оценките от иконометричния анализ, ако не се контролира за тях. Включването на всяка отделна интервенция като контролна променлива за съответната териториална единица и времеви период би било изключително сложна задача заради големия брой обекти и инициативи, които се осъществяват.

За провеждането на АППТ се отделят значителни средства - тяхното финансиране в периода 2000-2014 г. възлиза приблизително на 2 милиарда лева или 5% от инвестициите в човешки капитал в този период (Симеонова-Ганева

и съавт., 2015, стр. 4). Според едно изследване, благодарение на провежданите активни политики коефициентът на безработица на национално ниво за периода от 2000 до 2011 г. е бил с 0,2% до 1,0% по-нисък, в зависимост от мащаба и обхвата на инициативите през съответната година (Симеонова-Ганева и съавт., 2015, стр. 118). Нетният ефект от тях е оценен на 13,2% за програмите и мерките, включени в НПЗД през 2011 г. (Атанасов, 2015, стр. 75) и на 14,5% за тези, включени в Националния план за действие по заетостта (НПДЗ) през 2015 г. (Атанасов, 2017, стр. 79). Тоест, броят на безработните лица би превишавал с тези проценти броят на лицата, включени в програмите и мерките, ако последните не бяха изпълнявани.

При това положение е важно да се определи колко са лицата, обхванати от тези инициативи. Според данни от публикуваните национални планове за действие по заетостта на Министерството на труда и социалната политика за периода 2013-2018 г., общата годишна заетост по тях варира около 25 000 души, но има години със значителни отклонения (за 2013 г. броят им е 38 000). При така изчисления нетен ефект новосъздадената заетост на национално ниво възлиза на не повече от 5-6 хиляди души годишно.

Трябва да се има предвид, че успоредно с програмите и мерките по НПЗД се реализират и схеми по Оперативната програма „Развитие на човешките ресурси“ на Европейския социален фонд на ЕС. Според годишните обзори на Агенцията по заетостта, броят на лицата, обхванати от активни политики на пазара по труда в рамките на тези схеми, варира от 65 000 през 2014 г. до 23 000 през 2016 г. Ако допуснем същия нетен ефект както при мерките по НПДЗ, това означава, че се създава заетост за още 5-10 хиляди души на година или общо активните политики допринасят за годишна заетост между 10 и 15 хиляди души на национално ниво. На областно ниво това прави средно около 500

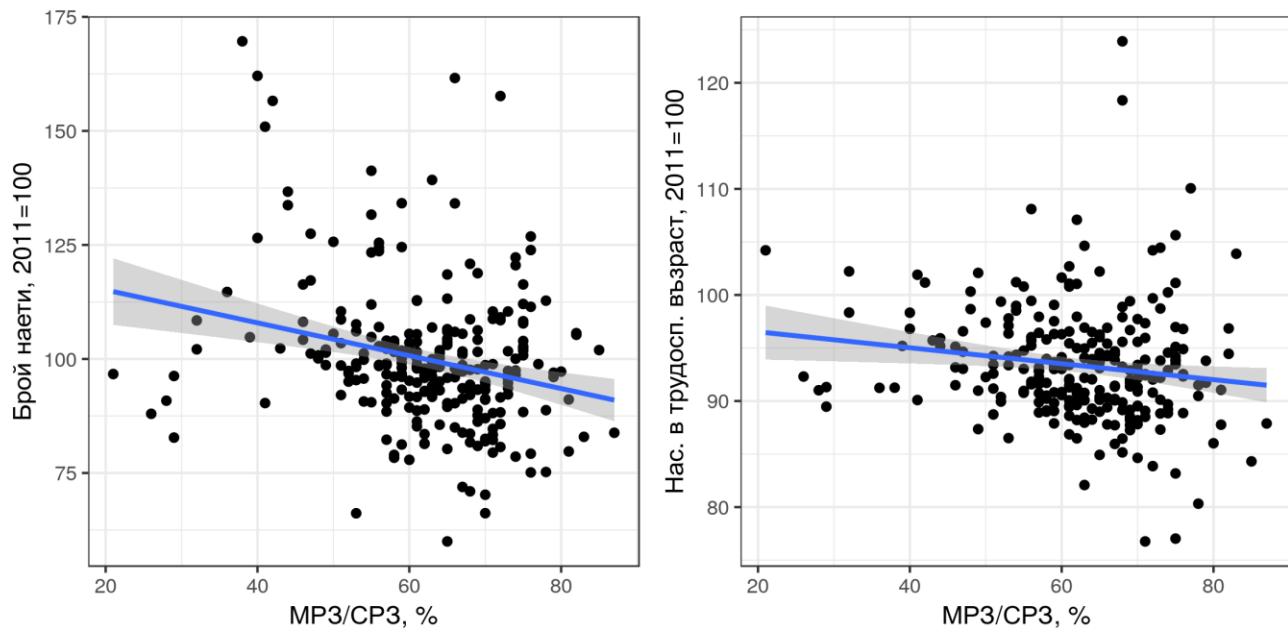
повече заети, което, дори за области с малък абсолютен брой заети като Видин, представлява относителна промяна, която може да бъде пренебрегната и не би оказала влияние върху иконометричните резултати¹⁹.

Друг потенциален източник на изменчива хетерогенност са инвестициите. В случая проблем представлява не самият факт, че определени области устойчиво привличат повече инвестиции от други (това ще бъде адекватно уловено от модела на двупосочни фиксиранi ефекти), а че потокът от инвестиции не е равномерен и може да доведе до тласъци в заетостта за дадено място в даден времеви отрезък²⁰.

Данните за броя на наетите и на заплатите могат да се агрегират на регионално ниво по общини. Те не са публично достъпни, но НСИ ги предоставя срещу поискване (в изследването е обхванат периода 2011-2017 г.). Това ниво на агрегираност е още по-подходящо от гл.т. на прилагането на иконометричен анализ заради по-големия брой териториални единици (265 общини), които се включват в панелната регресия. Освен това е възможно да се обособят достатъчен брой общини с екстремни стойности в заплащането, за да се приложи методът разлики в разликите към съответните групи.

¹⁹ Нетният ефект варира силно по области (Атанасов, 2015, стр. 78; Атанасов, 2017, стр. 83-84). На места достига над 50%, но дори така, с оглед броя на обхванатите лица от активните мерки, отражението на нетния ефект като относителен дял в заетостта остава малко.

²⁰ За ефекта от инвестициите на регионално ниво виж Assenova (2020a, 2020b). За взаимовръзката между капиталови инвестиции и заетост по региони виж Косулиев (2016).



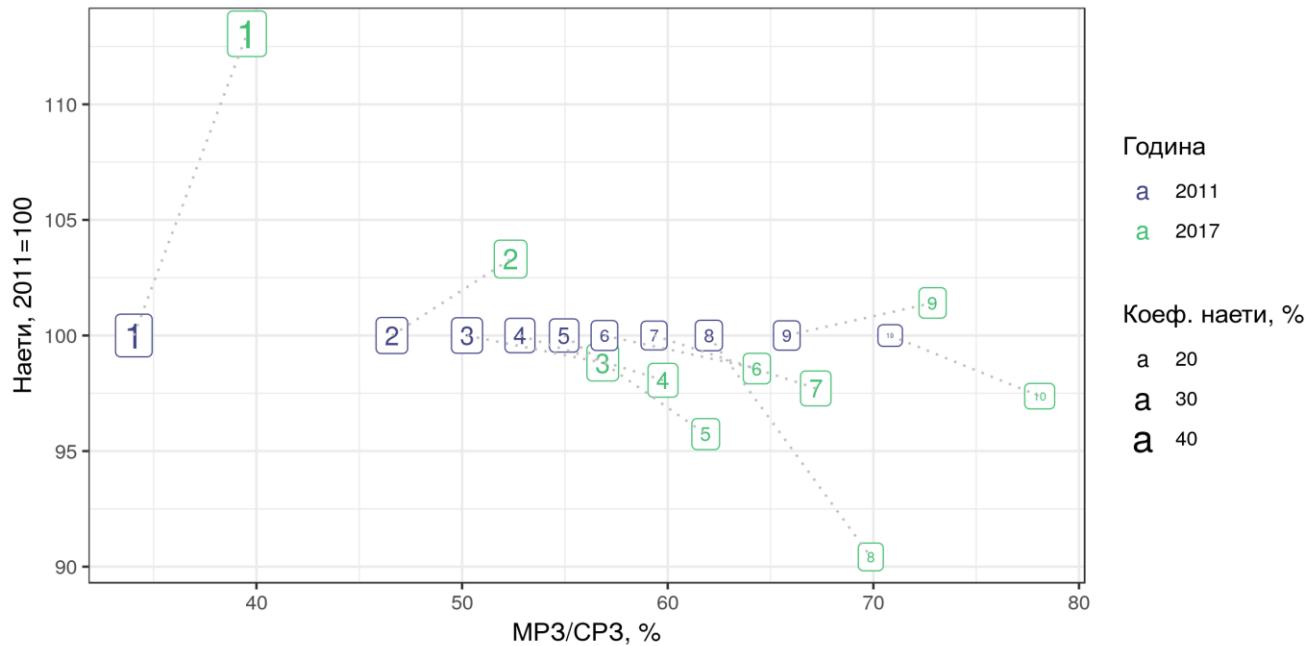
Фигура 15: Заплата, наети и население по общини през 2017 г.

Заплатата, наетите и населението по общини през 2017 г. са изобразени на Фигура 15. Съотношението MP3/CP3 е за съответната община към 2017 г. За броя на наетите през 2017 г. (на левия панел) базовата година е 2011 г., както и за населението в трудоспособна възраст (на десния панел). И на двата панела са изобразени регресионни линии по метода на най-малките квадрати. Видно е, че наетите намаляват с увеличението на съотношението MP3/CP3. Едновременно с това увеличението на това съотношение е съпътствано и със спад на населението в трудоспособна възраст. Чисто механично е нормално със спадането на населението да има и спад при наетите (кофициентът на корелация между двете е 0,3 - не много висок, но все пак връзката е налице). Зависимостта, показана на левия панел, може да отразява негативното влияние на минималната заплата върху заетостта, но и тук не бива да се изключва възможността ниската заплата и заетост да отразяват икономическото състояние

на общините като цяло. Съответно, неблагоприятните възможности за професионална реализация са потенциален източник за миграция извън населеното място и промяна в населението.

При тези данни също прилагаме обособяването на групи по критерия МРЗ/СРЗ (този път децилни), за да може по-лесно да се забележат евентуални закономерности. Премахнати са общините с годишна волатилност в броя на наетите, която ги поставя отвъд 95 перцентил по този показател. Така остават 249 общини или 1743 наблюдения за целия седемгодишен период.

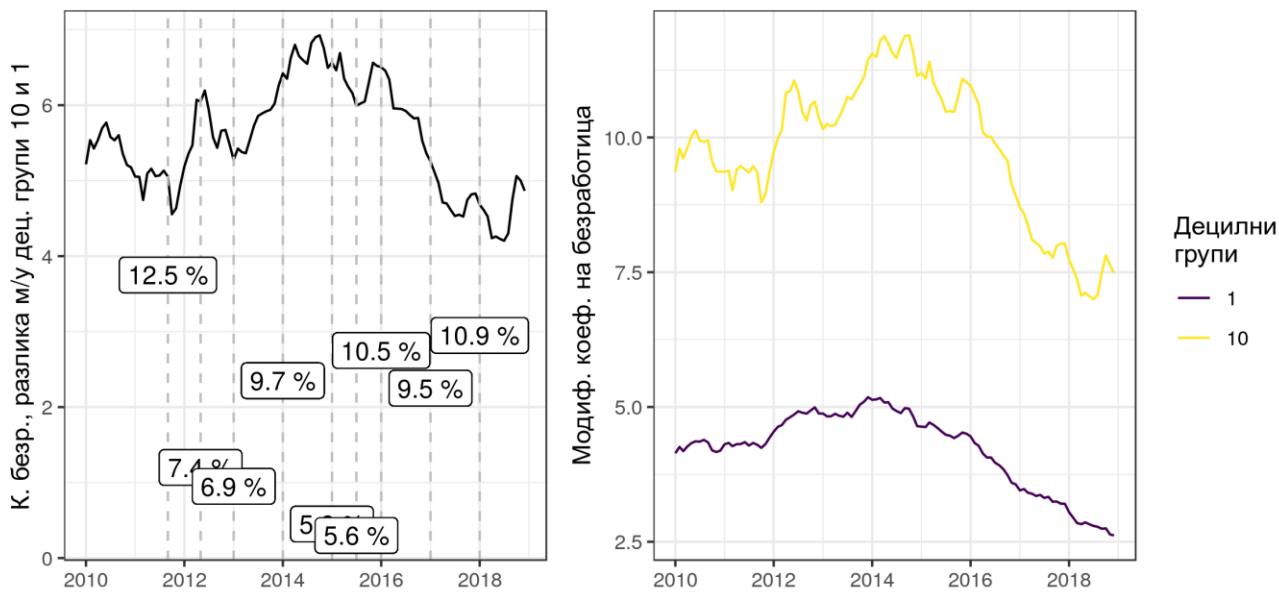
На Фигура 16 са представени стойностите за МРЗ/СРЗ в проценти и промяната на наетите през 2017 г. (използвайки наетите през 2011 г. като базова). Големината на номерираните квадрати показва относителния коефициент на наетите спрямо останалите децилни групи. Минималната заплата през разглеждания период се повишава спрямо средната при всички. Средните стойности на МРЗ/СРЗ за децилната група 1 са 34% и 39,5% съответно за 2011 г. и 2017 г., а за група 10 - 70,8% и 78,1%. И тук, както при показаните квинтилни групи по професии и дейности на Фигура 13, в групите с по-високо заплащане се наблюдава ясно изразен ръст в броя на наетите. При всички останали имаме спад спрямо базовия период в една или друга степен, с изключение на група 9, където се наблюдава слабо повишение. Това припокриване при промените на наетите, наблюдавани по квинтилни/децилни групи по различни измерения - регионални и отраслови, може да се дължи на концентрацията на определени икономически дейности и професии с по-високо заплащане в определени общини.



Фигура 16: Заплата и наети по децилни групи (за МРЗ/СРЗ по общини), 2011 и 2017 г.

Годишните данни от НСИ за заплатите по общини са използвани за изчисляването на осреднени стойности на заплащането във всяка община и формирането на децилни групи. Към тях са наложени месечни данни от Агенцията по заетостта за безработните по общини за периода 2010-2018 г., което позволява разглеждането на динамиката на безработицата при по-голяма честота. На тази база се изчислява и модифициран коефициент на безработица, при който регистрираните в бюрата по труда безработни са съотнесени към населението в трудоспособна възраст²¹.

²¹ По принцип коефициентът на безработица се базира на тримесечните наблюдения на работната сила на НСИ, който включва и безработни, които не са регистрирани в бюрата по труда. Освен това, тъй като не са достъпни данни за работната сила по общини, в знаменателя използваме брой хора в трудоспособна възраст. Те са налични в системата ИНФОСТАТ, но са на годишна база. За нуждите на пресмятането месечните стойности за населението са апроксимирани чрез линейна интерполяция на годишните.



Фигура 17: Модифициран коефициент на безработица по децилни групи (за МРЗ/СРЗ по общини), 2010-2018 г.

Фигура 17 състои от два панела. На десния панел е показано движението на модифицирания коефициент на безработица за група 1 (с най-високите заплати) и група 10 (с най-ниските заплати). На левия панел е изобразена разликата между тези коефициенти, както и в кои месеци е повишавана минималната заплата (пунктирните вертикални линии) и с колко (квадратите с проценти). Данните са сезонно изгладени. Изхождайки от презумпцията, че минималната заплата има диференциран ефект върху заетостта в общините с най-ниски и най-високи заплати, очакваме това да се забележи на левия панел. Когато се увеличава минималната заплата, би трябвало разликата между коефициента на наетите в групи 1 и 10 да расте. Такава зависимост обаче не е видима за периода като цяло, въпреки че е налице при някои от увеличенията на МРЗ. Но също така се наблюдава и свиване в разликата, което е особено отчетливо в годините след 2016 г. Основавайки се само на визуализацията на тези величини, минималната заплата не оказва влияние върху заетостта.

Панелната регресия (с двупосочни ефекти) на годишни данни на ниво общини за периода 2011-2017 г. е с коефициент на детерминация R^2 по-малък от 0,01 и предполага отсъствие на ефект от минималната заплата върху заетостта. Този коефициент остава нисък, дори когато моделът се приложи не върху всички данни, а само по отношение на общините от децилната група, включваща общините с най-ниско средно заплащане, за които се предполага, че ефектът би се проявил най-силно.

		Увеличение на минималната работна заплата									
		01.09.2011 г. (от 240 на 270 лв., 12,5%)			01.01.2016 г. (от 380 на 420 лв., 10,5%)			01.01.2018 г. (от 460 на 510 лв., 10,9%)			
		времеви обхват	група	безр. преди	безр. след	промяна	безр. преди	безр. след	промяна	безр. преди	безр. след
1 месец преди и 1 месец след	ниско заплащане, n=26	786	773	-1,77%	902	919	+1,89%	675	679	+0,67%	
	високо заплащане, n=27	2172	2168	-0,17%	2100	2136	+1,73%	1510	1527	+1,18%	
3 месеца преди и 3 месеца след	ниско заплащане, n=26	787	763	-3,08%	881	906	+2,77%	655	665	+1,55%	
	високо заплащане, n=27	2175	2290	+5,29%	2075	2091	+0,79%	1483	1467	-1,12%	

Таблица 2: Влияние на минималната заплата върху безработицата - средни стойности по групи на заплащането (данни на ниво общини)

Месечните данни от Агенцията по заетостта позволяват да се установи евентуален ефект от конкретно увеличение на минималната заплата върху безработицата посредством модел разлика в разликите, използвайки регресионно уравнение 17. На Таблица 2 са показани три увеличения на минималната заплата и отражението ѝ върху безработицата при децилните групи с най-ниско и най-високо заплащане. Обхванати са периоди с продължителност

както месец преди и след, така и три месеца преди и след увеличението. От таблицата не може да се направи заключение за някаква ясно изразена тенденция на диференцирани за децилните групи промени у безработицата, причинени от повишаването на минималната заплата. Регресионни уравнения са приложени за всяко от увеличенията на минималната заплата (през 2011, 2016 и 2018 г.) и за всеки от обхванатите периоди (един и три месеца), но всички шест регресии произвеждат много ниски стойности на коефициента на детерминация R^2 - под 0,03, което не потвърждава виждането за влияние на минималната заплата върху безработицата.

3.5. Отраслово и регионално влияние върху заетостта

Националният статистически институт публикува данни за наетите и заплатите на ниво области по икономически дейности КИД21. Това са 19 икономически сектора и 28 области, като в настоящото изследване е разгледан периода 2008-2018 г. Общо наблюденията са 5595, тъй като не всички икономически сектори присъстват във всички области през всички години. Само 134 от тези наблюдения са комбинации сектор-област-година, в които съотношението МРЗ/СРЗ превишава 90%. Почти всички от тях са в секторите N и I.

Налице е голяма волатилност при годишните промени в броя на наетите в относително изражение за някои от отраслите - не само в низходяща, но и във възходяща посока. Безспорно най-голяма е волатилността в някои области и години в добивната промишленост (B) с годишни спадове в броя на наетите от над 90% и увеличение почти 350%. Други силно волатилни икономически сектори са административните и спомагателни дейности (N), финансови и застрахователни дейности (K) и операции с недвижими имоти (L). При

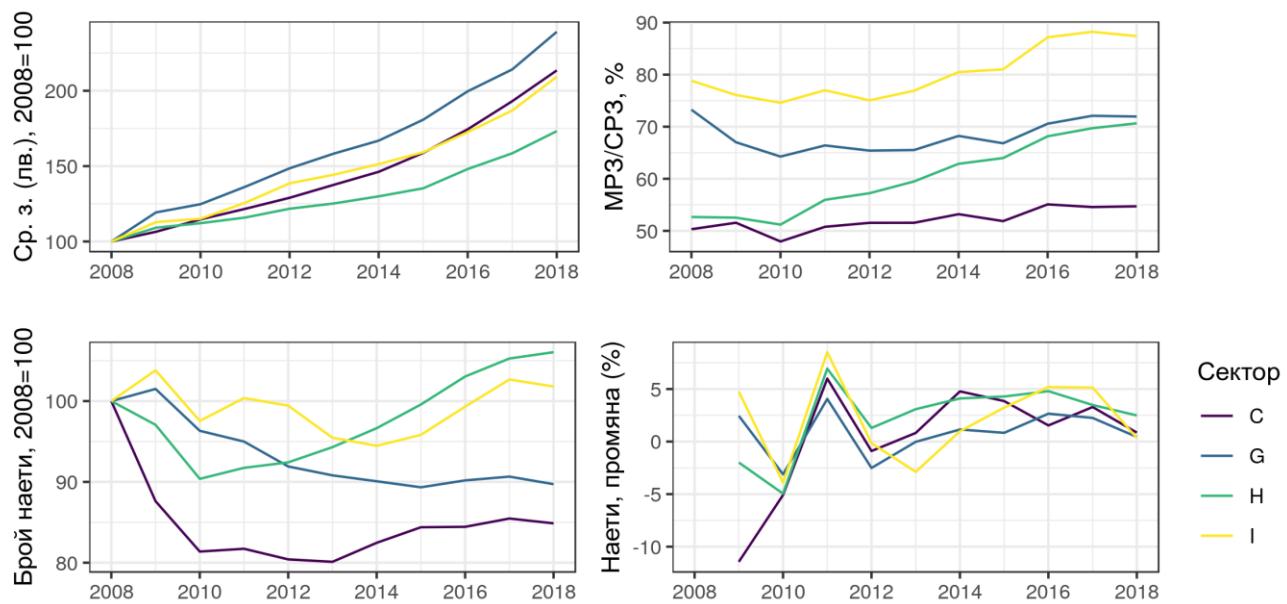
някои сектори, в които волатилността при наетите е ниска, като държавно управление (O), образование (P) и хуманно здравеопазване и социална работа (Q), държавата е голям работодател и е малко вероятно промените в минималната заплата да оказват значително влияние върху броя на наетите в секторите. От по-малко волатилните сектори предимно на пазарен принцип са организирани търговия (G), транспорт, складиране и пощи (H), хотелиерство и ресторантърство (I) и преработваща промишленост (C). В нито един от тези сектори няма спад или увеличение на годишна база с повече от 30% в броя на наетите за коя да е от областите. В същото време при тях средногодишният брой на наетите не пада под 1,1 милиона души през целия период 2008-2018 г., т.е. обхващат една значителна част от активната работна сила.

Ако разделим наблюденията област-дейност за периода 2009-2018 г. според волатилността на относителната годишна промяна в броя на наетите в 20 групи,²² наблюденията от секторите търговия (G), транспорт, складиране и пощи (H), хотелиерство и ресторантърство (I) и преработваща промишленост (C) съставляват само 4% от всички в екстремната група с най-голямо низходящо и 7,6% от екстремната група с най-голямо възходящо изменение при наетите . Това предполага, че през периода средногодишната заетост²³ в тези сектори е относително устойчива на конюнктурни шокове. Имайки предвид и факта, че наети в тези икономически дейности се наблюдават във всяка област и година, се формира балансиран панел и върху данните може да се приложи панелна регресия. Заплащането е относително ниско - средно за периода

²² Наблюденията с по-малко от 50 заети са премахнати. Изчисляването на процентната промяна в броя на наетите при формирането на тези 20 групи контролира за промяната в броя на трудоспособното население в областта. От процентното изменение в първото е извадено процентното изменение във второто.

²³ Очевидно е, че сезонната заетост в сектор като хотелиерство и ресторантърство се колебае значително. Но разглеждаме промяната година спрямо година.

МРЗ/СРЗ е съответно С - 52%, Г - 68%, Н - 60%, И - 80% (най-ниско от всички сектори).



Фигура 18: Промени в наетите и заплатата за сектори С, Г, Н, И (по области за 2008-2018 г.)

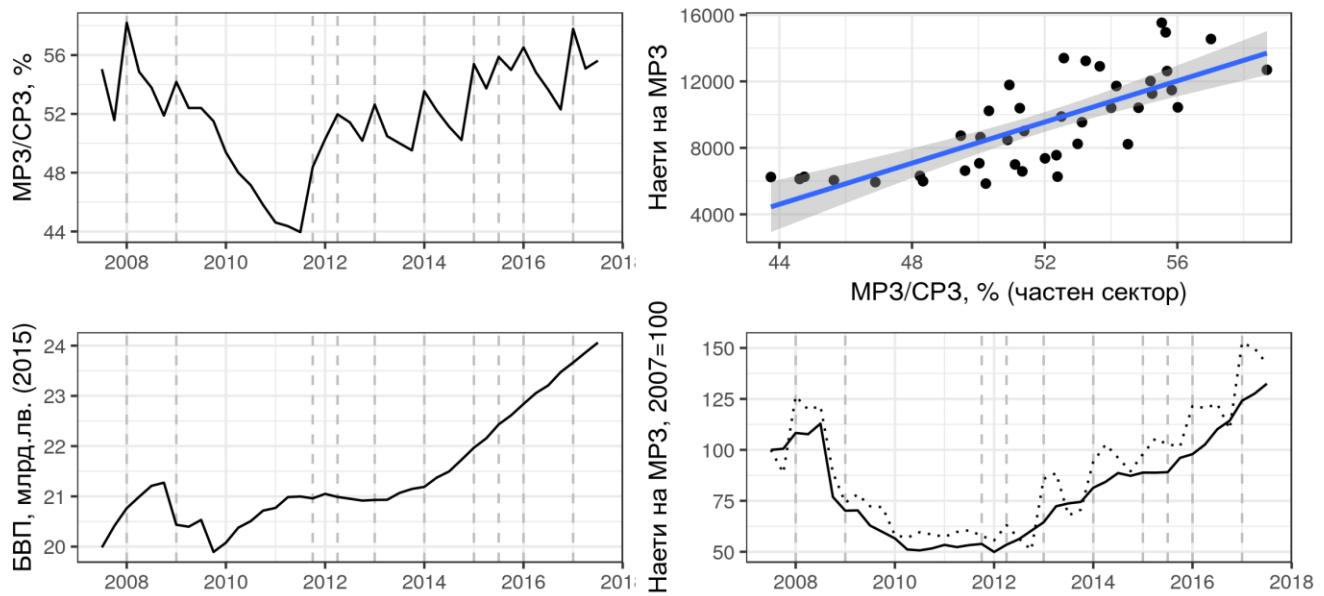
Най-бавно расте заплащането в сектор Н (горния ляв панел на Фигура 18), което намира отражение в увеличение на съотношението МРЗ/СРЗ (от 50% до 70% на десния горен панел), което почти достига нивото на заплащането в Г. Предполага се, че бавният ръст на заплатите ще доведе до ясно изразен спад в заетостта точно при Н, но наетите (спрямо базова 2008 г.) там имат най-голям ръст (показано на долния ляв панел). Секторът с най-ниска заплата през целия период (И) е другият, при който стойностите на наетите са по-големи през 2018 г. спрямо 2008 г. При останалите два се наблюдава спад при наетите, като по-ясно изразен е той в сектор С, който има най-висока заплата от всички селектирани сектори. Това се дължи най-вече на значителното намаление в заетостта по време на финансовата криза в началото на периода, което не е ком-

пенсирано до края на периода. Наблюдението на избраните сектори не потвърждава хипотезата, че относителното нарастване на минималната заплата оказва негативно влияние върху заетостта. Заетостта в секторите с по-ниско заплащане не е диспропорционално по-силно засегната в негативен план, напротив.

Коефициентът на детеминация R^2 на панелния модел с двупосочни фиксириани ефекти е по-малък от 0,05 и не дава основание да се приеме хипотезата, че промените в минималната заплата влияят върху заетостта. Той запазва тези ниски стойности и при включването на промените в населението като контролна променлива, а също и ако регресията се ограничи само до секторите C, G, H и I, които са със сравнително ниско заплащане и в които са заети голям брой хора.

3.6. Минимална работна заплата и заетост в област Русе

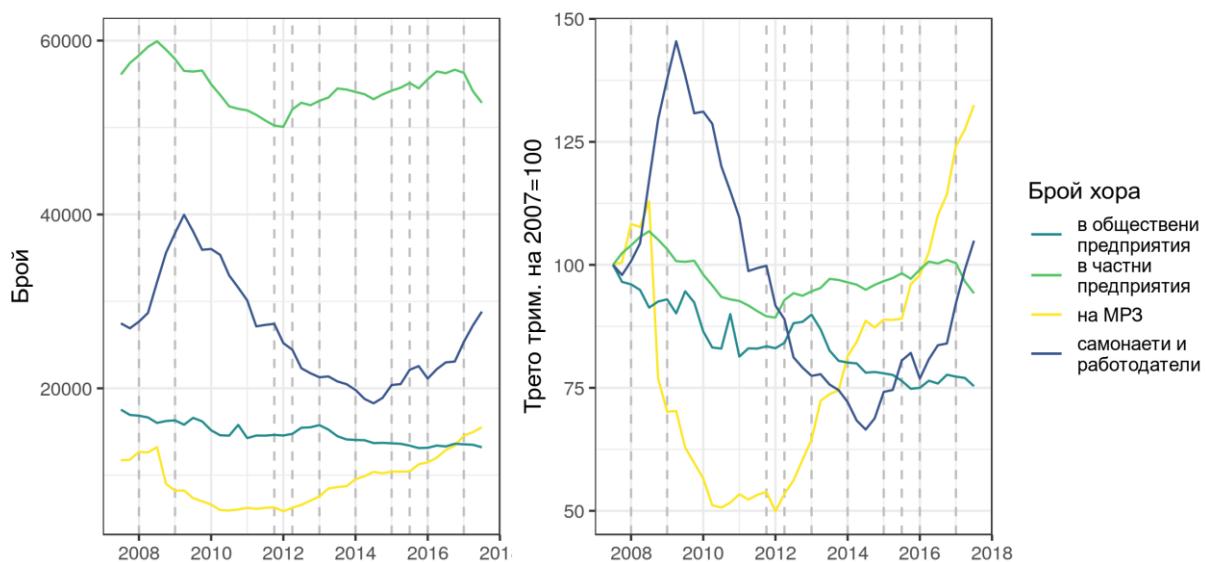
НСИ официално не публикува данни за наетите на минимална работна заплата, което прави трудно установяването на тяхната бройка и конструирането на времеви ред за последващ анализ. Но в периода 2007-2017 г. в тримесечните си пресъобщения за състоянието на пазара на труда в Област Русе пред медиите Териториалното 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 ред от третото тримесечие на 2007 г. до третото тримесечие на 2017 г. (с изключение на последното тримесечие на 2010 г.). Тъй като липсващите данни са малко, може да се направи интерполяция на реда, без това да окаже значително влияние при последващата им обработка.



Фигура 19: Минимална заплата и наети на минимална заплата в Област Русе, 2007-2017 г.

На Фигура 19 е показана динамиката на промените в броя на наетите на минимална работна заплата в Област Русе на панела 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 контрол. 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 MP3/CP3 е в права зависимост с броя на наетите на минимална заплата. 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 като цяло броят на наетите в частния сектор се увеличава (Фигура 20). Но, както е видно от десния панел на Фигура 20, броят на наетите на минимална заплата расте по-бързо, отколкото броят на наетите в частни предприятия и

докато спрямо началото на периода наетите на минимална заплата са с близо 30% повече, то всички наети в частния сектор са по-малко спрямо изходната позиция. Това предполага, че промените при наетите на минимална заплата не се дължат само на влиянието на стопанския цикъл и на факта, че с подобряването на стопанската конюнктура фирмите наемат повече хора, включително и такива на минимално заплащане. Изпреварващият ръст на тази група наети спрямо всички наети в частния сектор е индикация, че възстановяването на увеличението на минималната заплата след втората половина на 2011 г. също оказва влияние.



Фигура 20: Заети по видове заетост в Област Русе, 2007-2017 г.

Иконометричният анализ на данните е представен по-подробно в Косулиев (2020). Първо е приложена линейна регресия по метода на най-малките квадрати с брой наети на минимална заплата като зависима променлива, а като независима променлива - МРЗ/СРЗ с контроли за БВП и населението в областта. Всички променливи са логаритично трансформирани. Резултатите са

статистически значими и показват права зависимост между размера на минималната заплата и броя наети на минимална заплата. Налице е обаче сериенна корелация при остатъците на регресионното уравнение.

Един от начините да се подхodi в такива случаи е да се използва процедурата на Кохрейн-Оркут, при която посредством итеративни стъпки на квазидиференциране се достига до трансформирана версия на първоначалния модел без сериенна корелация на остатъците. В трансформираната версия въпросната зависимост не е статистически значима.

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. 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.

Проблемът при приложението на ARDL модела към конкретните данни от Област Русе е, че се получават противоречиви и трудни за тълкуване резултати, защото уравнението се оказва силно чувствително към конкретни негови спецификации при включването на една или друга променлива и към заложения максимален брой лагове. Тази несигурност на резултатите води до ниска добавена стойност на иконометричния модел спрямо описателната статистика.

Глава 4. Анализ на резултатите

От изложените дотук резултати от панелните регресии, квази-експерименталния дизайн под формата на разлика в разликите и съпътстващата ги описателна статистика може да се заключи, че влиянието на промените в минималната заплата върху заетостта отсъства или е твърде слабо, за да бъде засечено с използваните иконометрични инструменти при наличните данни. Тогава възниква въпросът каква е причината за това? Има няколко обяснения, част от които се допълват, а други са взаимноизключващи се.

Първото възможно обяснение е, че увеличението в минималната заплата не води до промяна в заетостта, тъй като това повишение не влияе на заплащането. Административно определеният ценови под посредством минималната работна заплата не се достига от пазарните сили, които формират над него равновесната цена на труда, а увеличенията в минималната заплата допонват промените в средната прекалено бавно. Тази хипотеза изключва другите две, които обаче са съвместими една с друга.

Втората хипотеза предполага наличието на голям сив сектор, където декларираните работни заплати са значително по-ниски от фактическите. При това положение, след повишението на минималната заплата, в данните ще се забележи покачване на средната, което всъщност е причинено от изсветляването на доходи, а не от фактическото им повишение, но официалната статистика не прави такова разграничение и регистрира покачване на заплатите.

Подобни наблюдения са съвместими и с третата хипотеза. При наличието на монопсон увеличението на минималната заплата може да доведе до по-високи заплати, без това да се отрази негативно на заетостта. При класическия монопсон дори може да се очаква броят на наетите да расте. Той обаче е по-

скоро теоретична абстракция, трудно е да се наблюдава на практика и е по-вероятно да съществуват други несъвършени структури, които се обясняват със съвременните модели на монопсона, каквито бяха описани по-горе. При тези модели ефектът от увеличението на минималната заплата върху заетостта е неопределен.

4.1. Влияние върху средната работна заплата

Въпросът дали минималната заплата влияе върху средната е разглеждан и в други разработки. Цанов & Шопов (2017, стр. 13) използват описателна статистика и стигат до заключението, че в периода 2012-2014 г., когато минималната заплата е увеличавана няколко пъти, е налице чувствителен ръст в броя на наетите на МРЗ (с 31,1% през 2013 г. и с 29,4% през 2014 г. Обяснението на авторите е, че покачването на административно определения ценови под на тиска нагоре заплатите в дъното, без да се отразява на останалите заплати от разпределението.

Други автори (Vasilev & Manolova, 2019) прилагат модел на векторна авторегресия (VAR) върху изгладени тримесечни данни на национално ниво в периода 2000-2016 г. Минималната заплата е една от ендогенните за модела променливи заедно със средните заплати в частния и в публичния сектор и ценовия индекс. Според получените резултати минималната заплата в номинално изражение не влияе дългосрочно върху средното заплащане в частния сектор, а реалната работна заплата (коригираната номинална с индекса на потребителските цени) следва ръста в производителността на труда.

Така, предишните изследвания стигат до противоречиви заключения. Трябва да се има предвид, че дори да го има, изследванията на национално

ниво могат да не засекат ефекта върху заетостта или заплатите, ако относителният дял на засегнатите лица е много малък. Неслучайно повечето публикации относно влиянието на минималната заплата върху заетостта имат за обект на изследване групи, за които се предполага, че са силно уязвими заради ниските си доходи. Аналогично, има резон да се търси ефект върху заплащането отново при такива групи. В този контекст промяната в броя на наетите на минимална заплата (както е при Цанов и Шопов, 2017) е добър косвен индикатор за ефекта върху заплащането в нископлатения сегмент, защото подобна промяна е възможна, само ако се увеличат заплатите на наетите в него. Изследванията на национално ниво, особено ако не са с голям брой наблюдения, по-трудно ще доведат до получаването на статистически значими резултати за ефекти, които се проявяват слабо на това ниво на агрегираност.

Един прост модел, представен в уравнения 18 и 19, ни позволява при зададени параметри да изчислим ориентировъчни стойности на измененията в средната заплата, които биха настъпили при промени в минималната.

$$W = \frac{AW - pMW}{q} . \quad (18)$$

- p - дял на наетите на минимална заплата, $0 \leq p \leq 1$ и $p + q = 1$
- q - дял на наетите на заплата, по-висока от минималната, $0 \leq q \leq 1$ и $p + q = 1$
- MW - минимална заплата в парични единици
- W - средна заплата в парични единици в групата на наетите, които получават по-висока от минималната заплата
- AW - средна заплата в парични единици

Може да изчислим стойностите на W при зададени стойности на MW и AW за различни комбинации от p и q , а впоследствие и процентното увеличение, което ще настъпи в средната заплата при увеличение на минималната заплата с определен процент (в случая 10%, което е приблизително най-голямото единично за периода). Също така, за да улесним анализа, допускаме, че увеличението на минималната заплата води до непосредствено покачване в период 1 само на заплащането на наетите на минимална заплата в период 0. Тоест, заплатите на останалите наети не са засегнати²⁴.

Пресмятането е лесно:

$$pMW_t + qW = AW_t . \quad (19)$$

В уравнение 19 t е индекс за фиктивна променлива за период и приема стойности 0 и 1 съответно преди и след увеличението на минималната заплата. Процентната промяна се намира с $(AW_1 - AW_0) / AW_0 \times 100\%$.

p (дял)	q (дял)	W , лв.	MW_0 , лв.	MW_1 , лв.	AW_0 , лв.	AW_1 , лв.	ΔMW	ΔAW
10%	90%	1113	460	510	1048	1053	10.87%	0.48%
20%	80%	1195	460	510	1048	1058	10.87%	0.95%
30%	70%	1300	460	510	1048	1063	10.87%	1.43%
40%	60%	1440	460	510	1048	1068	10.87%	1.91%
50%	50%	1636	460	510	1048	1073	10.87%	2.39%
60%	40%	1930	460	510	1048	1078	10.87%	2.86%
70%	30%	2420	460	510	1048	1083	10.87%	3.34%

²⁴ Което означава, че p и q са едни и същи преди и след увеличението. В действителност е възможно p да се повиши за сметка на q , тъй като увеличението на минималната заплата може да обхване и хора, които в период 0 са получавали малко над минималната. Тук обаче такава прецизност не е необходима - дори със статични дялове на p и q може да се достигне до адекватна апроксимация на процентната промяна на средната заплата.

80%	20%	3400	460	510	1048	1088	10.87%	3.82%
90%	10%	6340	460	510	1048	1093	10.87%	4.29%

Таблица 3: Хипотетично увеличение на средната заплата при различни дялове наети на минимална заплата

В последната колона на Таблица 3 са показани възможните увеличения в средната работна заплата при увеличението на минималната от 460 лв. на 510 лв. ($\Delta MW=10,87\%$) към 01.01.2018 г. Не разполагаме с данни за реалния дял на наетите на минимална заплата към този момент, но хипотетично той е между 0% до малко под 100% (тъй като средната заплата е 1048 лв. и трябва да има хора, които вземат повече от минималната). При повишаване на МРЗ с 10,87% и дял на наетите на МРЗ в период 0 от 10%, това ще доведе до нова средна заплата в размер на 1053 лв. или покачване в относителни стойности с 0,48%. Ако половината от наетите са на минимална заплата, нейното увеличение ще предизвика повишаване на средната с 2,39%.

Тези хипотетични калкулации слагат ограничения пред приемането на коефициенти, получени като резултати в иконометричните модели. В Таблица 3 горната граница на процентната промяна в средната заплата е 4,29%, което зависи от доста либералното допускане за 90% наети на минимална заплата в национален мащаб. Това допускане не се потвърждава нито от лични впечатления, нито от непълните данни от различни източници, които отнасят този дял в границите от няколко процента до приблизително половината от наетите.

Ако приложим регресия към панелните данни по начина, по който това беше направено с наетите/безработните, но вместо тях като независима променлива стои средната заплата, получаваме коефициенти, които в повечето

случаи превишават тези горни стойности от Таблица 3 и статистически значими коефициенти на минималната заплата, комбинирани с висок коефициент на детерминация. Има сравнително просто обяснения за тези резултати - наличието на серийна корелация, което се потвърждава от направените диагностични тестове на Бройш-Годфри . Макар това да е проблем, съществуват начини за неговото заобикаляне в рамките на съществуващия модел. Възможно е да се оценят клъстъризиранi робустни стандартни грешки и да се получи ковариационна матрица, изчистена от влиянието на серийната корелация или хетероскедастичност (Millo, 2017). Дори след тези операции коефициентите за минималната заплата в повечето случаи остават статистически значими и твърде високи, за да са адекватни на практика.

Трябва да се има предвид , че хипотетичните ограничителни стойности за увеличението в средната заплата в Таблица 3 са примерни и се отнасят за агрегирани данни на национално ниво. Когато като обект на изследване са определени групи по секторен или регионален признак, в които са концентрирани лица с ниско заплащане, относителното увеличение на средната заплата, породено от повишаването на минималната, може да приема и по-големи стойности, чиито граници се изчисляват на същия принцип, но при други стойности на входящите параметри.

Има и алтернативни подходи към проблема, вместо изчисляването на нова ковариационна матрица. Един от начините да се намали влиянието на серийната корелация е включването на зависимата променлива с лаг като независима в регресионното уравнение., т.е. чрез предишните стойности да се обясняват настоящите. Това обаче е свързано с други проблеми, защото при използването на метода на най-малките квадрати такова решение води до изкривени оценки на коефициентите (Keele & Kelly, 2006). Затова, уравнението

на панелна регресия с лагови стойности се оценява посредством обобщения метод на моментите (generalised method of moments - GMM), който няма ограничителните допускания за валидност на метода на най-малките квадрати и е по-подходящ за динамични панелни модели с лагови променливи (Bond, 2002). В случая калкулираме модел с индивидуални фиксиранi ефекти с първи лаг на зависимата променлива като регресор и двустъпков оценител, както е описан в Croissant (2008, стр. 16-19). Другите независими променливи са минималната заплата и евентуална контролна променлива, например номиналния БВП по текущи цени. Членовете на регресионното уравнение са представени с техните логаритмично трансформирани стойности.

Зависима променлива

	log(средна заплата)	
	(1) неизгл. данни	(2) изгл. данни
log(мин. заплата)	0.381*** (0.065)	0.053* (0.032)
log(БВП текущи цени)	0.115*** (0.018)	0.034* (0.018)
(log(средна заплата) (1 lag)	0.306*** (0.115)	0.903*** (0.066)
Наблюдения	1144	1144
Брой на инструменталните променливи	43	43
Проверка за AR(1) грешки:	z = -3,275 [p-value =0,000]	z = -4,456 [p-value = 0,000]
Проверка за AR(2) грешки:	z = 1,650 [p-value=0,098]	z = 1,346 [p-value = 0,178]
Критерий на Сарган за свръхидентифицируемост:	Хи-квадрат(60) = 51,354 p-value=[0,107]	Хи-квадрат(60) = 47,411 [p-value-0,196]

Бележка :

*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Таблица 4: Влияние на минималната върху средната заплата (динамичен панел, тримесечни данни от НОИ за 2013-2018 г.)

На Таблица 4 едно и също регресионно уравнение е приложено към тримесечните данни с източник НОИ за наетите на трудов договор и тяхното заплащане, като разликата е, че в дясната колона са представени коефициентите, когато данните са сезонно изгладени. Контролната променлива е БВП по текущи цени, тъй като останалите две величини са също номинални и се предполага, че чрез нейното включване се контролира за промяната в средната заплата, породена както от промяната в ценовото равнище, така и от повишенната производителност. В случая по-удачно е използването на изгладени данни, като неизгладените са за съпоставка.

При софтуерната обработка на динамичните панелни модели по обобщения метод на моментите не се представя коефициент на детерминация R^2 . Валидността на модела зависи от изпълненията на няколко условия. Първото е инструменталните променливи да са по-малко от пространствените (в конкретния случай секторните) единици, които са 43 срещу 52 и условието е изпълнено. Грешките на модела са AR(1) по подразбиране от заради неговите особености (ако не са, е необходимо включването на допълнителен лаг след първия). Ниски стойности на $p\text{-value}$ при AR(2) обаче са индикатор за нежелана сериайна корелация. При изгладените данни те са по-големи от 0,05 (по-конкретно 0,178) и няма основание да отхвърлим нулевата хипотеза за липса на сериайна корелация. Критерият на Сарган е за свръхидентифицируемост с нулева хипотеза, че инструментите са адекватни, следователно валидността на модела предполага по-високи от 0,05 $p\text{-values}$, което тук е изпълнено (0,196).

Тези модели са подходящи за панели с голям N (пространствени единици) и по-малък брой T (времеви периоди). С увеличаването на периодите растат и инструментните променливи, което може да доведе до свръхидентифициране

(свръхнапасване) на ендогенните променливи. Частично решение е да се ограничи дълбочината на лаговете и за инструментите да се използват само определени лагове, вместо всички налични (Roodman, 2009; 2009b). Тук данните са тримесечни и за 2013-2018 г. включително периодите са 24. Само лагове 2 и 3 са използвани при конструирането на GMM инструментите, в противен случай не е изпълнено или изкисването техният брой да не превишава пространствените единици, или условието на Сарган.

Резултатите от модела при изгладени данни насочват към извода, че повишаването на минималната заплата с 10% води до покачване на средната заплата с 0,53%, което е статистически значимо при $p<0,1$. Съотнасяйки подобна зависимост към Таблица 3 и изхождайки от факта, че това са панелни данни по сектори на национално ниво, излиза, че наетите на минимална заплата в страната като цяло биха били малко над 10%, което е реалистична стойност и съответства на информацията за този дял, получена от някои източници, разгледани в Глава 3.1.

		Увеличение на минималната работна заплата									
		01.07.2015 г. (от 360 на 380 лв., 5,5%)			01.01.2016 г. (от 380 на 420 лв., 10,5%)			01.01.2018 г. (от 460 на 510 лв., 10,9%)			
времеви обхват	группа	запл. преди	запл. след	промяна	запл. преди	запл. след	промяна	запл. преди	запл. след	промяна	
3 месеца преди и 3 месеца след	ниско заплащане, n=10	482	490	+1,63	503	518	+3,02%	586	610	+4,24%	
	високо заплащане, n = 11	1208	1192	-1,32%	1258	1234	-1,90%	1401	1390	-0,76%	

Таблица 5: Влияние на минималната върху средната заплата (ср. стойности по групи, тримесечни данни от НОИ за 2013-2018 г.)

На Таблица 5 са показани средните стойности на промяната в заплатата при квинтилните групи с най-ниско и най-високо заплащане, след като е увеличена минималната заплата. Групите са формирани по сектори на икономическа дейност, а данните са от НОИ. Вижда се, че след всеки от трите случая на увеличение на минималната заплата (през 2015, 2016 и 2018 г.), относителната промяна при групата с по-ниско заплащане е по-силна, отколкото при групата с високо заплащане.

Ако приложим регресионно уравнение от вида *разлика в разликите* (уравнение 17) върху данните, получаваме високи коефициенти на детерминация (над 0,8), но коефициентът на интеракция β_3 , който показва интервенционния ефект, не е статистически значим в нито едно от уравненията (за увеличенията на МРЗ съответно през 2015, 2016 или 2018 г.). Това не е неочаквано, тъй като всяка от групите има само по 10 (или 11) наблюдения. Може да разширим обхвата, като включим следващите по ред квинтилни групи, обособени на база размер на заплащането, но това ще е за сметка на спецификата на групите и по-специално на тази, която включва сектори с ниско заплащане, близко до минималното.

Зависима променлива

	log(средна заплата)				
	(1) всички общини	(2) всички общини	(3) общини с ниско запла- щане	(4) общини с ниско запла- щане	
log(мин. заплата)	0.224*** (0.051)	0.134* (0.069)	0.564*** (0.116)	0.685*** (0.202)	
(log(средна заплата) (1 lag)	0.747*** (0.077)	0.790*** (0.082)	0.279* (0.086)	0.256	
log(БВП текущи цени)		0,121** (0,058)		-0,211	
Наблюдения	1245	1245	120	120	
Брой на инструмен- тальните променливи	15	15	15	15	
Проверка за AR(1) грешки:	z = -6,481 [p-value =0,000] z = -6,466 [p-value =0,000] z = -2,401 [p-value = 0,016] z = -2,585 [p-value = 0,009]				
Проверка за AR(2) грешки:	z = 1,366 [p-value=0,172] z = 1,087 [p-value=0,278] z = 1,137 [p-value = 0,255] z = 1,137 [p-value = 0,167]				
Критерий на Сарган за свръхидентифици- руемост:	Хи-квадрат(13) = 38,689 [p-value<0,000]		Хи-квадрат(13) = 33,970 [p-value<0,001]	Хи-квадрат(13) = 19,965 p-value[0,096]	

Бележка :

*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

*Таблица 6: Влияние на минималната върху средната заплата (динамичен панел, го-
дишни данни по общини от НСИ за 2011-2017 г.)*

Таблица 6 съдържа резултатите от модел на динамичен панел по обобщенния метод на моментите, като са представени две негови спецификации (с и без номиналния БВП като контрол), приложени върху всички общини и върху общините от най-ниския децил (където минималната заплата превишава 70% от стойността на средната). Резултатите от първите две уравнения (с всички общини) не покриват критерия на Сарган и служат за съпоставка. При регресионни уравнения 3 и 4 от таблицата са изпълнени всички условия - броят на общините е 24 (повече от 15-те инструментални променливи), няма серийна корелация AR(2) и критерият на Сарган е валиден при критерий $p\text{-value} < 0,05$. (макар че стойностите са близки до граничните за отхвърлянето на нулевата хипотеза).

Коефициентите пред минималната заплата на пръв поглед са много високи, изхождайки от Таблица 3. Но стойностите на промяната в средната заплата там са получени при допускане за съотношение MPЗ/CPЗ=0,44 (както е през 2017 г. на национално ниво). В случая обаче разглеждаме общини, където това съотношение варира между 0,7 и 0,8. Ако използваме уравнения 18 и 19, за да калкулираме нова таблица, подобна на Таблица 3, но с новото съотношение MPЗ/CPЗ, ще видим, че на места, където 70% и 80% от наетите получават минималната работна заплата (резонно допускане за някои български общини), теоретично се предвижда увеличение от 5,65%-6,45% в средната заплата, ако минималната се увеличи с 10%. Тези стойности съответстват на коефициентите 0,564 и 0,685 за минималната заплата от регресионни уравнения 3 и 4 в Таблица 6.

Прилагането на динамични панели към комбинирани данни (по икономически дейности КИД38 и професии; по икономически дейности КИД21 и области) води до получаването на резултати, които не изпълняват критерия на Сарган за свръхидентификация, заради което не са представени тук.

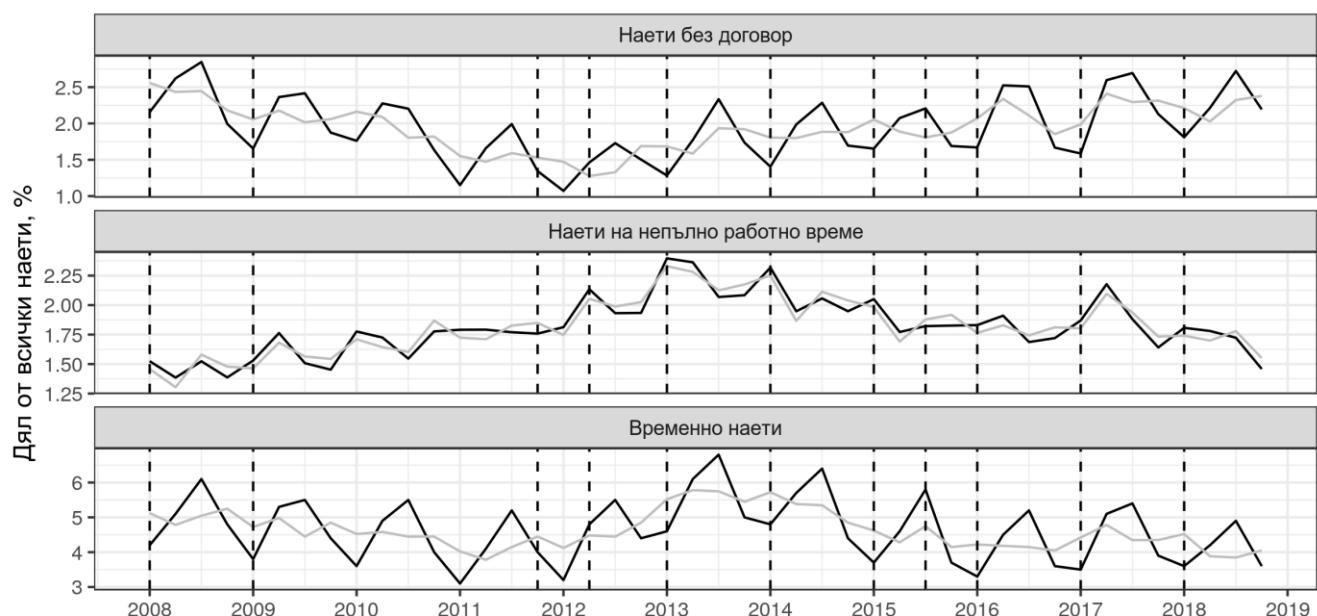
4.2. Неформална икономика

Както бе посочено, големият дял наети в сивия сектор води до изсветляване на вече съществуващ доход при увеличение на минималната заплата, без това да окаже влияние върху заетостта. Колко разпространена е тази практика? Според едно проучване сред българските работодатели, за 43% от тях първата асоциация за сиви практики е плащането “на ръка” (Ченгелова, 2012, стр. 97). В същото време 20,8% от наетите лица през 2013 г. и 17,8% през 2014 г. заявяват, че са работили на трудов договор за определена сума плюс устна договорка за допълнително заплащане (Ченгелова, 2015, стр. 33). Може да се предположи, че поне една част от тях официално получават минимална заплата, за да се намалят максимално социално-осигурителните плащания на работодателите (доколкото служителите не са обхванати от по-високи минимални социално-осигурителни прагове).

Друго проявление на сивата икономика в контекста на ефекта на минималната заплата върху заетостта са слабият контрол и прилагането на нормативните разпоредби. Проучване показва, че 5,2% от наетите през 2013 г. и 2,8% през 2014 г. всъщност получават по-малко от минималната заплата. Тенденцията е към намаление на този дял. Подобно е развитието при дела на работещите без трудов договор. Той пада от 10,4% през 2013 г. до 6,4% през 2014 г. (Ченгелова, 2015, стр. 32).

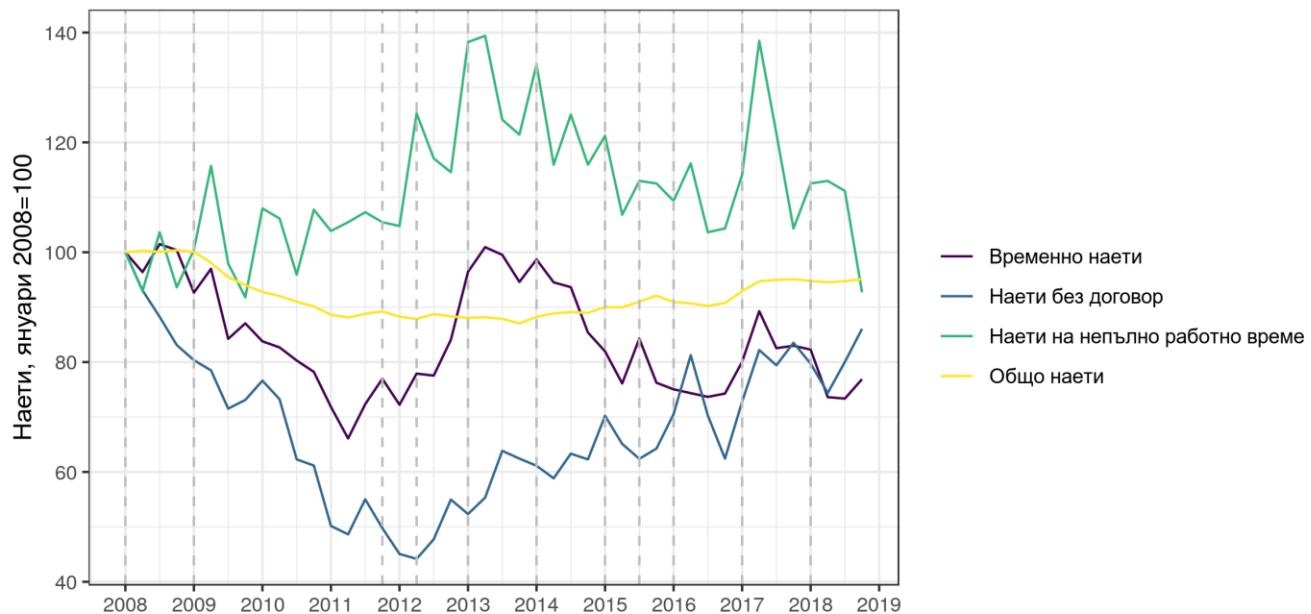
Фирмите имат и други стратегии за адаптация към увеличението на минималната заплата. Работниците може официално да се водят на непълен работен ден и да получават съответното заплащане, докато отработват повече часове. Друг начин е да се сключат граждански договори с работниците, които не попадат под изискванията за минимална работна заплата. Макар и не практика от сивата икономика, фирмите могат да увеличат заплатите за сметка на намалението на бонуси, други допълнителни плащания или разходи, свързани с работното място (Kertesi & Kollo, 2003, стр. 10).

Трудно е да се измери степента, до която повишаването на минималната заплата води до преместване на дейности в сивия сектор, тъй като по презумпция тези практики не са покрити от официална статистика и липсват регуляри данни. Затова в литературата се използват индиректни показатели като работа на непълен работен ден, намалена трудова активност, по-голям обем на плащанията в брой и др. (International Monetary Fund, 2016).



Фигура 21: Наети без договор, на непълно работно време и временно наети като дял от всички наети, 2008-2018 г

В анкетното проучване за тримесечното наблюдение на работната сила НСИ включва въпроси за наети без договор, на непълно работно време и временно наети. От Фигура 21: Наети без договор, на непълно работно време и временно наети като дял от всички наети, 2008-2018 г не е видно промените в минималната заплата (отбелязани с вертикални пунктирани линии) да оказват непосредствено влияние в краткосрочен период (по-тъмните линии са сезонно неизгладени данни). При наетите без договор обаче се забелязва устойчив тренд на покачване, който започва малко след началото на 2012 г., когато се възобновява периодичното увеличение на минималната заплата. Ако то беше представено в абсолютни стойности, можеше да се обясни и със започналото икономическо възстановяване по това време - при повишена стопанска активност бизнесът наема повече хора, включително и такива без трудов договор. Но тук наетите без договор са представени като относителен дял спрямо всички наети и увеличението им не може да се обясни само с fazите на цикъла.



Фигура 22: Наети без договор, на непълно работно време и временно наети, 2008-2018

г.

По-бързият ръст на наетите без трудов договор е видим и на Фигура 22, където януари 2008 г. е периода за съпоставка. Увеличението на лицата без договор спрямо базовия период е значително по-стръмно в сравнение с общия брой наети. Това е индикация, че повишението на минималната заплата може би води до разрастване на сивия сектор.

4.3. Несъвършена конкуренция на трудовия пазар

Промените в минималната заплата могат да рефлектират по различен начин върху заетостта според пазарната структура, в която функционират организацията с наемен персонал (Okudaira и съавт., 2019). Като цяло пазарната структура и монопсонното влияние определят и изходната позиция, от която минималната заплата започва да упражнява своето влияние. При равни други условия в регионите с по-конкурентен пазар на труда заплащането ще бъде по-високо.

По принцип е налице тенденция в по-силно урбанизираните населени места средната заплата да бъде по-голяма. Едно от обясненията е, че това отразява по-високата производителност на труда, която е следствие от агломерационните ефекти и съществуващи ги икономии от мащаба и обхват. Отчасти обаче това предимство в заплащането в големите градове произтича от по-плътния трудов пазар, който позволява на работниците по-лесно да започват нова работа и от относително по-слабото монопсонно влияние на работодателите. Според едно изследване почти половината от предимството при заплащането в големите градове се дължи на по-конкурентната среда на факторните пазари (Boris и съавт. 2019). В унисон със съвременните теории за монопсона на трудовия пазар друго изследване, проведено в САЩ, показва, че търсещите работа са с 35% по-малко склонни да кандидатстват за позиции, които се намират на повече от 10 мили от мястото на пощенския код по местоживееене (Marinescu & Rathelot, 2018). Тези, както и други публикации (Bachman & Frings, 2017; Méndez & Sepúlveda, 2019), целящи да установят емпирично размера на монопсонното влияние и последиците от него, използват микроданни на индивидуално ниво, дори и да се различават в аналитичните си методи. Такива данни обаче не са достъпни за българските региони, заради което само отбеляваме възможността за подобен ефект в контекста на влиянието на минималната работна заплата върху заетостта, без да може да оценим го оценим емпирично към момента.

Подобно бъдещо изследване би трябвало да има като обект не административните единици (области и единици), а функционалните урбанизирани ареали, тъй като те в по-голяма степен отразяват географската интегрираност на трудовите пазари и по-добре очертават фактическите пространствени ог-

раничения при търсенето и предлагането на работа. Към момента, на територията на България са определени 17 такива ареала (Калчев, 2020), но в бъдеще този брой може да претърпи промени при подобрения в транспортната инфраструктура и естеството на осъществяваните икономически дейности.

Заключение

Без да има претенциите да даде окончателен отговор на въпроса, разработката е стъпка напред в опита да се установи какво е влиянието на минималната работна заплата върху заетостта в България. Предишните изследвания до известна степен са ограничени от липсата на достатъчно качествени данни като подходящо ниво на агрегираност, периодичност и адекватни обекти с непрекъснатост на наблюденията (например времеви ред с настите лица на минимална заплата). Тези ограничения са валидни и за настоящото изследване, но е направен опит те да бъдат заобиколени чрез многоизмерност на перспективите и подход към наличните данни чрез по-голям набор от аналитични инструменти, отколкото са прилагани досега. Сам по себе си нито един от тях не добавя голяма стойност, но многоаспектното третиране на проблема в неговата цялост позволява качествените дефицити отчасти да бъдат компенсирани от количеството на пробите и изпитанията към наличните данни от различни ъгли, което позволява да се изгради една обща картина, макар и с някои не напълно изяснени места в нея. На база на написаното до момента, могат да се направят няколко заключения.

Първо, промените в минималната заплата през разглеждания период не влияят върху заетостта или влиянието им е твърде слабо, за да бъде установено с инструментите на статистическия анализ. Това се отнася както за окрупнени данни на национално ниво, което не е изненадващо и потвърждава изводите на други автори, така и за определени групи, за които на теория ефектът върху заетостта би бил по-голям и статистически значим. Всъщност, при нито едно от регресионните уравнения, без значение от конкретния модел, коефициентът на минималната заплата не е със статистическа значимост, а коефициентите на детерминация са с много ниски стойности. Като се има

предвид, че се анализират различни данни като източници (от НСИ, НОИ, АЗ), измерения (пространствени и секторни) и ниво на агрегираност (община, област, сектор или никаква комбинация от тях) при поне няколко спецификации на регресионните уравнения, в които те се използват, оценените уравнения са десетки. Чисто статистически, с увеличаването на броя на регресиите се увеличава вероятността някоя от тях да покаже статистически значима зависимост, когато такава няма. Това обаче не се случи, което е допълнителна индикация, че вероятно наистина липсва, поне на нивото на разглежданите групи.

Второ, от горното не може да се генерализира, че по принцип минималната заплата не може да окаже влияние върху заетостта. Резултатите са валидни в контекста на условията на развитие на българската икономика през последните приблизително 15 години и при повишения на минималната заплата, рядко надхвърлящи 10% годишно. В бъдеще е възможно, при промяна в стопанската среда, на основни структурни параметри на трудовия пазар или в размера на стъпката на повишение на минималната заплата, такъв ефект да се усети. По-вероятно е обаче и занапред увеличения на минималната заплата с едноцифрени процентни стойности в рамките на една година да остават без последици по отношение на заетостта.

Трето, резонно е да се даде обяснение защо промените в минималната заплата не упражняват влияние върху заетостта. Макар че не може да изключим напълно възможността увеличението ѝ да има догонващ ефект спрямо определената от пазарните сили равновесна цена на труда, налице са индикации, че минималната заплата е в състояние да предизвика промени в средното заплащане. Ако това е така, въпросът е какъв е механизът, който позволява да се избегне промяната в заетостта при регистрирано увеличение на средната заплата. Тук отговорът може да се търси в две направления, без да има

категоричност за което и да е от тях. От една страна е възможността при наличието на голям сив сектор минималната заплата просто да изсветлява част от реални, но останали скрити до момента за официалната статистика доходи. От друга, това е наличието на несъвършени структури на трудовия пазар, което би могло да обясни защо минималната заплата не предизвиква промени в занятостта и по отношение на групи, за които има основания да се смята, че фактическите доходи също са ниски. Така поставен, въпросът за монопсонното влияние е интересен само по себе си, но са необходими адекватни данни за неговото анализиране и е потенциален обект на интерес за самостоятелна разработка.

Използвана литература

- Атанасов, А. (2015). Последваща оценка на ефекта от активната политика на пазара на труда на индивидуално ниво. София. Министерство на труда и социалната политика.
- Атанасов, А. (2017). *Изготвяне на оценки на ефекта от активната политика на пазара на труда, финансирана със средства от държавния бюджет, на индивидуално ниво (нетна оценка)*. София. Министерство на труда и социалната политика.
- Атанасова, М. (2015). Активна политика на пазара на труда в условията на криза в България. *Народностопански архив*. 2015/2, стр. 1-21.
- Атанасова, М., Димитрова, Е. (2018). Активна политика на пазара на труда в България и участие на населението на възраст 25-64 години в образование и обучение. *Икономическа мисъл*. 2018/3, стр. 3-18.
- Владиков, А. (2011). Научните постижения в изследванията за пазара на труда, удостоени с Нобеловата награда за икономика за 2010 г. *Дискусия на тема „Пазарът на труда – различни гледни точки“*. стр. 7–42. ISSN: 1313-227X
- Горанов, В. (2019). Допълнение към писмен отговор на въпрос относно: броя на лицата, които заплащат ДДФЛ и платения данък за 2018 г. по групи и категории. *Парламентарен контрол*, 954-06-820(8). http://www.parliament.bg/bg/topical_nature/32919
- Златинов, Д. (2011). Приложение на модела Даямънд-Мортенсен-Писаридис към ситуацията на пазара на труда в България. *Дискусия на тема „Пазарът на труда – различни гледни точки“*, стр. 43–62. ISSN: 1313-227X
- Институт за пазарна икономика. (2015). *Как влияе ръстът на минималната заплата върху заетостта в България*. Институт за пазарна икономика.
- Йорданова, Д. (2011). Нови подходи за въздействие върху пазара на труда в регионите. *Изследване цикличността на иновациите в икономическите системи* (Том 4, стр. 66–84).
- Йорданова, Д. (2013). Състояние на програмите и мерките по заетостта в България в контекста на глобална криза. *Управление и устойчиво развитие*, 5, 169–173.
- Калчев, Й. (2020). Градове и техните функционални урбанизирани ареали в Република България 2010 - 2018. Национален статистически институт, Европейска комисия, София.
- Кенарова-Пенчева, И., & Пенчев, П. (2017). *Ролята на човешките ресурси в туристическия сектор и влиянието на вътрешния брандинг върху ангажираността на персонала* (Том 56, стр. 86–90). Русенски университет "Ангел Кънчев".
- Косулиев, А. (2016). Регионално неравенство и производствени фактори. *Национална научна конференция по политическа икономия*. Рузе. Стр. 153-163, ISBN 978-954-712-706-7.

- Косулиев, А. (2019). Динамика на минималните осигурителни доходи, работните заплати и наетите в България за периода 2012-2017 г. *Икономическо развитие и политики: реалности и перспективи*. <https://doi.org/10.5281/zenodo.3708316>
- Косулиев, А. (2020). Минимална заплата и наети на минимална заплата в Област Русе през периода 2007-2017 г. *Научни трудове на Русенския университет*. Том 59, Русе, 2020, стр. 168-173, ISBN 2603-4123.
- Манчева, М., Стаматев, С. (2017). Тенденции и въздействие на минималната заплата в България след 1999 г. и влиянието ѝ върху икономическото развитие. *Икономически и социални алтернативи*, 1, 28-45.
- Минчев, Д. (2013). *Ренесанс на политическата икономия*. Лени-Ан. ISBN 978-619-7058-02-4.
- Симеонова-Ганева, Р., Ганев, К., Василев, А., Димитров, Л., & Василева, И. (2015). *Извършване на последваща оценка на приноса на активната политика на пазара на труда за изменение на избрани показатели, характеризиращи икономическото и социално развитие на страната за периода 2000–2011 г.* Министерство на труда и социалната политика. <https://doi.org/10.13140/rg.2.1.3909.8729>
- Стеванов, Л. (2011). Промените в минималната заплата и възможните ефекти върху заетостта в България. В "Ефекти на финансовата и икономическата криза върху преструктурирането на икономическата активност в България". Пловдив. <http://www.sofiaconsulting-bg.com/publications/09.pdf>
- Цанов, В. (2015). Влияние на минималната работна заплата и минималните осигурителни правове върху заетостта на нискоквалифицираната работна сила. *Социални изследвания*, 63-73.
- Цанов, В., & Шопов, Г. (2017). Развитие и определяне на минималната работна заплата и минималните осигурителни доходи в България. *Икономически изследвания*, 2, 2-40.
- Abadie, A., & Cattaneo, M. D. (2018). Econometric Methods for Program Evaluation. *Annual Review of Economics*, 10(1), 465–503. <https://doi.org/10.1146/annurev-economics-080217-053402>
- Abadie, A., Diamond, A., & Hainmueller, J. (2011). Synth : An R Package for Synthetic Control Methods in Comparative Case Studies. *Journal of Statistical Software*, 42(13). <https://doi.org/10.18637/jss.v042.i13>
- Abadie, A., Diamond, A., & Hainmueller, J. (2015). Comparative Politics and the Synthetic Control Method. *American Journal of Political Science*, 59(2), 495–510. <https://doi.org/10.1111/ajps.12116>
- Adema, J., Giesing, Y., Schönauer, A., & Stitteneder, T. (2019). Minimum wages across countries. *CESifo DICE Report*, 16(4), 55–63.
- Akerlof, G. A., & Kranton, R. E. (2000). Economics and Identity. *Quarterly Journal of Economics*, 115(3), 715–753. <https://doi.org/10.1162/003355300554881>

- Allegretto, S., Dube, A., Reich, M., & Zipperer, B. (2017). Credible Research Designs for Minimum Wage Studies. *ILR Review*, 70(3), 559–592. <https://doi.org/10.1177/0019793917692788>
- Andreica, M. E., Antonie, M. D., Cristescu, A., & Cataniciu, N. (2010). *A Panel Data Analysis of the Romanian Labour Market*. 406–411.
- Andreica, M. E., Aparaschivei, L., Cristescu, A., & Cataniciu, N. (2010). *Models of the minimum wage impact upon employment, wages and prices: The Romanian case*. 104–109.
- Angrist, J. D., & Pischke, J. S. (2010). The credibility revolution in empirical economics: How better research design is taking the con out of econometrics. *Journal of Economic Perspectives*, 24(2), 3–30. <https://doi.org/10.1257/jep.24.2.3>
- Armeanu, D., & Pascal, C. (2017). The Economic and Social Impact of Minimum Wage. *Economic Computation and Economic Cybernetics Studies and Research*, 51(3), 57–72.
- Ashenfelter, O. C., Farber, H., & Ransom, M. R. (2010). Labor Market Monopsony. *Journal of Labor Economics*, 28(2), 203–210. <https://doi.org/10.1086/653654>
- Assenova, K. (2020a). Multifactor model of Economic Growth in the Danube region of Bulgaria. *Journal Knowledge*. N41(1), p. 87-93, ISSN 2545-4439
- Assenova, K. (2020b). Basic Endogenous Economic Growth Model (AK Model) - Evidence For Danube Region of Bulgaria. *Balkan and Near Eastern Journal of Social Sciences*. N6(4), p. 56-61, ISSN:2149-9314
- Aumayr-Pintar, C., Rasche, M., & Vacas-Soriano, C. (2019). Minimum wages in 2019 - Annual review. <https://doi.org/10.2806/670582>
- Bachmann, R., & Frings, H. (2017). Monopsonistic competition, low-wage labour markets, and minimum wages—An empirical analysis. *Applied Economics*, 49(51), 5268–5286. <https://doi.org/10.1080/00036846.2017.1302069>
- Beleva, I. (2016). *Labour Market Policies for Encouraging Economic Activity and Labour Productivity in Bulgaria*.
- Belman, D., & Wolfson, P. (2016). *What Does the Minimum Wage Do in Developing Countries? A Review of Studies and Methodologies*.
- Belman, D., & Wolfson, P. J. (2014). The New Minimum Wage Research. *Employment Research*, 21(2), 4–5. [https://doi.org/10.17848/1075-8445.21\(2\)-2](https://doi.org/10.17848/1075-8445.21(2)-2)
- Bhaskar, V., Manning, A., & To, T. (2002). Oligopsony and monopsonistic competition in labor markets. *Journal of Economic Perspectives*, 16(2), 155–174. <https://doi.org/10.1257/0895330027300>
- Bhaskar, V., & To, T. (2003). Oligopsony and the distribution of wages. *European Economic Review*, 47(2), 371–399. [https://doi.org/10.1016/s0014-2921\(01\)00180-5](https://doi.org/10.1016/s0014-2921(01)00180-5)
- Blair, R. D., & Harrison, J. L. (1992). The Measurement of Monopsony Power. *The Antitrust Bulletin*, 37(1), 133–150. <https://doi.org/10.1177/0003603x9203700106>

- Boal, W. M., & Ransom, M. R. (1997). *Monopsony in the Labor Market*. American Economic Association. <https://www.jstor.org/stable/2729694>
- Bodnár, K., Fadejeva, L., Iordache, S., Malk, L., Paskaleva, D., Pesliakaitė, J., Jemec, N. T., Tóth, P., & Wyszyński, R. (2018). How do firms adjust to rises in the minimum wage? Survey evidence from Central and Eastern Europe. *IZA Journal of Labor Policy*, 7(1), 11. <https://doi.org/10.1186/s40173-018-0104-x>
- Bond, S.R. (2002). Dynamic panel data models: a guide to micro data methods and practice. *Portuguese Economic Journal* 1, 141–162. <https://doi.org/10.1007>
- Boris, H., Jahn, E. J., Manning, A., & Oberfichtner, M. (2019). The urban wage premium in imperfect labour markets. *CEP Discussion Papers No. 1608*. London: Centre for Economic Performance, LSE.
- Brown, C., Gilroy, C., & Kohen, A. (1982). *The Effect of the Minimum Wage on Employment and Unemployment: A Survey*. National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w0846>
- Brown, C., & Medoff, J. (1989). The Employer Size-Wage Effect. *Journal of Political Economy*, 97(5), 1027–1059. <https://doi.org/10.1086/261642>
- Card, D., & Krueger, A. B. (1994). Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania. *The American Economic Review*, 84(4), 772–793. <http://www.jstor.org/stable/2118030>
- Card, D., & Krueger, A. B. (1995). Time-Series Minimum-Wage Studies: A Meta-analysis. *The American Economic Review*, 85(2), 238–243. <http://www.jstor.org/stable/2117925>
- Card, D., & Krueger, A. B. (2000). Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania: Reply. *American Economic Review*, 90(5), 1397–1420. <https://doi.org/10.1257/aer.90.5.1397>
- Chaisemartin, C. de, & D'Haultfoeuille, X. (2019). Two-way Fixed Effects Estimators with Heterogeneous Treatment Effects. *National Bureau of Economic Research*. <https://doi.org/10.3386/w25904>
- Clemens, J. (2019). Making Sense of the Minimum Wage: A Roadmap for Navigating Recent Research. *CATO Institute Policy Analysis No. 867*. <https://ideas.repec.org/p/pra/mprapa/94324.html>
- Clemens, J., & Wither, M. (2019). The minimum wage and the Great Recession: Evidence of effects on the employment and income trajectories of low-skilled workers. *Journal of Public Economics*, 170, 53–67. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2019.01.004>
- Craig, P. (2015). *Synthetic controls: a new approach to evaluating interventions*.
- Croissant, Y., & Millo, G. (2008). Panel Data Econometrics in R : The plm Package. *Journal of Statistical Software*, 27(2). <https://doi.org/10.18637/jss.v027.i02>

- Dube, A. (2019). *Impacts of Minimum Wages: Review of the International Evidence*. ISBN 978-1-912809-89-9.
- European Commission. (2013). *Design and Commissioning of Counterfactual Impact Evaluations: A practical guidance for ESF managing authorities*. European Union.
- European Commission. (2019). *Advanced counterfactual evaluation methods. Guidance document*. European Union.
- Fialová, K., & Mysíková, M. (2009). The minimum wage: Labor market consequences in the Czech Republic. *Czech Journal of Economics and Finance*, 59(3), 255–274.
- Garloff, A. (2016). *Side effects of the new German minimum wage on (un-) employment: First evidence from regional data*. <https://www.econstor.eu/handle/10419/148849>
- Georgiadis, A. (2012). Efficiency Wages and the Economic Effects of the Minimum Wage: Evidence from a Low-Wage Labour Market. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 75(6), 962–979. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.2012.00713.x>
- Gertler, P. J., Martinez, S., Premand, P., Rawlings, L. B., & Vermeersch, C. M. J. (2016). *Impact Evaluation in Practice, Second Edition* (2po изд.). The World Bank. <http://elibrary.worldbank.org/doi/book/10.1596/978-1-4648-0779-4>
- Goraus-Tańska, K., & Lewandowski, P. (2016). *Minimum wage violation in Central and Eastern Europe*.
- Gruber, J. (1994). The Incidence of Mandated Maternity Benefits. *American Economic Review*, 84(3), 622–641.
- Gujarati, D. (2011). *Econometrics by Example*. Palgrave Macmillan.
- Harasztosi, P., & Lindner, A. (2019). Who Pays for the Minimum Wage? *American Economic Review*, 109(8), 2693–2727. <https://doi.org/10.1257/aer.20171445>
- Hendry, D., & Juselius, K. (2000). Explaining Cointegration Analysis: Part 1. *The Energy Journal*, Volume21(Number 1), 1–42.
- Hendry, D., & Juselius, K. (2001). Explaining Cointegration Analysis: Part II. *The Energy Journal*, Volume 22 (Number 1), 75–120.
- Hill, T. D., Davis, A. P., Roos, J. M., & French, M. T. (2019). Limitations of Fixed-Effects Models for Panel Data. *Sociological Perspectives*, 073112141986378. <https://doi.org/10.1177/0731121419863785>
- International Monetary Fund. (2016). Cross-Country Report on Minimum Wages: Selected Issues. *IMF Staff Country Reports*, 16(151), 1. <https://doi.org/10.5089/9781475528374.002>
- Katz, L. F. (1986). Efficiency Wage Theories: A Partial Evaluation. *NBER Macroeconomics Annual*, 1, 235–276. <https://doi.org/10.1086/654025>

- Keele, L., Kelly, N. J. (2006). Dynamic models for dynamic theories: The ins and outs of lagged dependent variables. *Political Analysis*, 14(2), 186–205.
<https://doi.org/10.1093/pan/mpj006>
- Kenarova-Pencheva, I., & Penchev, P. (2017). *The Impact of Internal Branding on Employee Engagement in the Tourism Sector of Bulgaria*. Heliotopos Conferences Ltd.
- Kertesi, G., & Kollo, J. (2003). *The Employment Effects of Nearly Doubling the Minimum Wage - The Case of Hungary*. <http://hdl.handle.net/10419/108414>
- Khandker, S., B. Koolwal, G., & Samad, H. (2009). *Handbook on Impact Evaluation* (Tom 1). The World Bank. <http://elibrary.worldbank.org/doi/book/10.1596/978-0-8213-8028-4>
- Kniesner, T. J. (2010). Hedonic Wage Equilibrium: Theory, Evidence and Policy. *Foundations and Trends in Microeconomics*, 5(4), 229–299. <https://doi.org/10.1561/0700000005>
- Kropko, J., & Kubinec, R. (2017). Why the Two-Way Fixed Effects Model Is Difficult to Interpret, and What to Do About It. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3062619>
- Laporsek, S., Orazem, P. F., Vodopivec, M., & Vodopivec, M. (2019). *Long-Term Responses to Large Minimum Wage Shocks: Sub-Minimum and Super-Minimum Workers in Slovenia* (IZA Discussion Papers №. 12123). Institute of Labor Economics (IZA).
<http://hdl.handle.net/10419/196621>
- Lechner, M. (2010). The Estimation of Causal Effects by Difference-in-Difference. *Foundations and Trends in Econometrics*, 4(3), 165–224. <https://doi.org/10.1561/0800000014>
- Lemos, S. (2008). A Survey of the Effects of the Minimum Wage on Prices. *Journal of Economic Surveys*, 22(1), 187–212. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6419.2007.00532.x>
- Loukanova, P., & Tzanov, V. (2011). *Wages in Bulgaria* (April). European Employment Observatory.
- Maiväli, M., & Stierle, M. (2015). Strong Wage Growth Amidst Rising Unemployment in Bulgaria. *Economic Research Guardian*, 5(1), 97–120.
- Majchrowska, A., & Zólkiewski, Z. (2012). The impact of minimum wage on employment in Poland. *Investigaciones Regionales*, 24, 211–239. <http://hdl.handle.net/10017/27084>
- Manning, A. (2003). The real thin theory: monopsony in modern labour markets. *Labour Economics*, 10(2), 105–131. [https://doi.org/10.1016/S0927-5371\(03\)00018-6](https://doi.org/10.1016/S0927-5371(03)00018-6)
- Manning, A. (2011). Imperfect Competition in the Labor Market. *Handbook of Labor Economics*, 4, 973–1041. [https://doi.org/10.1016/S0169-7218\(11\)02409-9](https://doi.org/10.1016/S0169-7218(11)02409-9)
- Marinescu, I., & Rathelot, R. (2018). Mismatch unemployment and the geography of job search. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 10(3), 42–70.
<https://doi.org/10.1257/mac.20160312>
- Meer, J., & West, J. (2016). Effects of the Minimum Wage on Employment Dynamics. *Journal of Human Resources*, 51(2), 500–522. <https://doi.org/10.3388/jhr.51.2.0414-6298R1>

- Méndez, F., & Sepúlveda, F. (2019). Monopsony Power in Occupational Labor Markets. *Journal of Labor Research*, 40(4), 387–411. <https://doi.org/10.1007/s12122-019-09289-w>
- Millo, G. (2017). Robust standard error estimators for panel models: A unifying approach. *Journal of Statistical Software*, 82(3). <https://doi.org/10.18637/jss.v082.i03>
- Mortensen, D. T. (2011). Markets with Search Friction and the DMP Model. *American Economic Review*, 101(4), 1073–1091. <https://doi.org/10.1257/aer.101.4.1073>
- Neumark, D. (2019). The Econometrics and Economics of the Employment Effects of Minimum Wages: Getting from Known Unknowns to Known Knowns. *German Economic Review*, 20(3), 293–329. <https://doi.org/10.1111/geer.12184>
- Neumark, D., & Corella, L. F. M. (2019). *Do Minimum Wages Reduce Employment in Developing Countries? A Survey and Exploration of Conflicting Evidence.* <http://www.nber.org/papers/w26462>
- Neumark, D., Salas, J., & Wascher, W. (2014). More on recent evidence on the effects of minimum wages in the United States. *IZA Journal of Labor Policy*, 3(1), 24. <https://doi.org/10.1186/2193-9004-3-24>
- Neumark, D., & Wascher, W. (2017). Reply to „credible research designs for minimum wage studies“. *Industrial and Labor Relations Review*, 70(3), 593–609. <https://doi.org/10.1177/0019793917698429>
- Neumark, D., & Wascher, W. (2006). *Minimum Wages and Employment: A Review of Evidence from the New Minimum Wage Research*. National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w12663>
- Neumark, D., & Wascher, W. (2000). Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania: Comment. *American Economic Review*, 90(5), 1362–1396. <https://doi.org/10.1257/aer.90.5.1362>
- Nkoro, E., & Uko, A. K. (2016). Autoregressive Distributed Lag (ARDL) cointegration technique: application and interpretation. *Journal of Statistical and Econometric Methods*, 5(4), 1–3.
- Okudaira, H., Takizawa, M., & Yamanouchi, K. (2019). Minimum wage effects across heterogeneous markets. *Labour Economics*, 59, 110–122. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2019.03.004>
- O'Neill, S., Kreif, N., Grieve, R., Sutton, M., & Sekhon, J. S. (2016). Estimating causal effects: considering three alternatives to difference-in-differences estimation. *Health Services and Outcomes Research Methodology*, 16(1), 1–21. <https://doi.org/10.1007/s10742-016-0146-8>
- Paskaleva, D. (2016). *Labour Cost and Price Adjustment Practices of Bulgarian Firms in the Period Labour Cost and Price Adjustment Practices of Bulgarian Firms in the Period*.
- Pavelka, T., Skála, M., & Čadil, J. (2014). Selected issues of the minimum wage in the Czech Republic. *E a M: Ekonomie a Management*, 17(4), 30–45. <https://doi.org/10.15240/tul/001/2014-4-003>

- 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/https://doi.org/10.1002/jae.616>
- Petrongolo, B., & Pissarides, C. A. (2001). Looking into the black box: A survey of the matching function. *Journal of Economic Literature*, 39(2), 390–431.
<https://doi.org/10.1257/jel.39.2.390>
- Pissarides, C. A. (2011). Equilibrium in the Labor Market with Search Frictions. *American Economic Review*, 101(4), 1092–1105. <https://doi.org/10.1257/aer.101.4.1092>
- Ravallion, M. (2007). Chapter 59 Evaluating Anti-Poverty Programs. B *Handbook of Development Economics* (стр. 3787–3846). Elsevier. [https://doi.org/10.1016/s1573-4471\(07\)04059-4](https://doi.org/10.1016/s1573-4471(07)04059-4)
- Rebitzer, J. B., & Taylor, L. J. (1995). The consequences of minimum wage laws. Some new theoretical ideas. *Journal of Public Economics*, 56(2), 245–255.
[https://doi.org/10.1016/0047-2727\(93\)01411-3](https://doi.org/10.1016/0047-2727(93)01411-3)
- Rogerson, R., Shimer, R., & Wright, R. (2005). Search-theoretic models of the labor market: A survey. *Journal of Economic Literature*, 43(4), 959–988.
<https://doi.org/10.1257/002205105775362014>
- Roodman, D. (2009), A Note on the Theme of Too Many Instruments. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 71: 135–158. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.2008.00542.x>
- Roodman, D. (2009b). How to do Xtabond2: An Introduction to Difference and System GMM in Stata. *The Stata Journal*, 9(1), 86–136. <https://doi.org/10.1177/1536867X0900900106>
- Rosen, S. (1986). Chapter 12 The theory of equalizing differences. B *Handbook of Labor Economics* (стр. 641–692). Elsevier. [https://doi.org/10.1016/s1573-4463\(86\)01015-5](https://doi.org/10.1016/s1573-4463(86)01015-5)
- Schlicht, E. (2016). Efficiency wages: Variants and implications. *IZA World of Labor*.
<https://doi.org/10.15185/izawol.275>
- Stewart, M. B. (2004). The Employment Effects of the National Minimum Wage. *The Economic Journal*, 114(494), C110–C116. <https://doi.org/10.2307/3590312>
- Strumpf, E. C., Harper, S., & Kaufman, J. S. (2017). Fixed Effects and Difference-in-Differences. B J. M. Oakes & J. S. Kaufman (Ред.кол.), *Methods in Social Epidemiology* (2ро изд., стр. 341–368). Jossey-Bass, A Wiley Brand.
- Sturn, S. (2018). Do Minimum Wages Lead to Job Losses? Evidence from OECD Countries on Low-Skilled and Youth Employment. *ILR Review*, 71(3), 647–675.
<https://doi.org/10.1177/0019793917741259>
- Tzanov, V. (2010). Bulgaria: A Shift in Minimum Wage Policy. B D. Vaughan-Whitehead (Ред.), *The Minimum Wage Revisited in the Enlarged EU* (стр. 57–83). Edward Elgar Publishing.
- Vasilev, A., & Manolova, H. (2019). Wage Dynamics and Bulgaria Co-Movement and Causality. *South-Eastern Europe Journal of Economics*, 17(1), 91–127.

Wing, C., Simon, K., & Bello-Gomez, R. A. (2018). Designing Difference in Difference Studies: Best Practices for Public Health Policy Research. *Annual Review of Public Health*, 39(1), 453–469.
<https://doi.org/10.1146/annurev-publhealth-040617-013507>

Yellen, J. L. (1984). Efficiency Wage Models of Unemployment. *The American Economic Review*, 74(2), 200–205. <http://www.jstor.org/stable/1816355>

Приложения

1. Класове професии според “Национална класификация на професиите и длъжностите” 2011 г.

1	Ръководители
2	Специалисти
3	Техници и приложни специалисти
4	Помощен административен персонал
5	Персонал, зает с услуги за населението, търговията и охраната
6	Квалифицирани работници в селското, горското, ловното и рибното стопанство
7	Квалифицирани работници и сродни на тях занаятчии
8	Машинни оператори и монтажници
9	Професии, неизискващи специална квалификация

2. Икономически дейности. Агрегирана номенклатура А21 на базата на КИД-2008

A	Селско, горско и рибно стопанство
B	Добивна промишленост
C	Преработваща промишленост
D	Производство и разпределение на електрическа и топлинна енергия и на газообразни горива
E	Доставяне на води; канализационни услуги, управление на отпадъци и възстановяване
F	Строителство
G	Търговия; ремонт на автомобили и мотоциклети
H	Транспорт, складиране и пощи
I	Хотелиерство и ресторантърство
J	Създаване и разпространение на информация и творчески продукти; далекосъобщения
K	Финансови и застрахователни дейности
L	Операции с недвижими имоти
M	Професионални дейности и научни изследвания
N	Административни и спомагателни дейности
O	Държавно управление
P	Образование
Q	Хуманно здравеопазване и социална работа
R	Култура, спорт и развлечения
S	Други дейности

3. Икономически дейности. Агрегирана номенклатура А38 на базата на КИД-2008

A	Селско, горско и рибно стопанство
B	Добивна промишленост
CA	Производство на хранителни продукти, напитки и тютюневи изделия
CB	Производство на текстил и облекло; обработка на кожи; производство на обувки и други изделия от обработени кожи без кость
CC	Производство на дървен материал, хартия, картон и изделия от тях (без мебели); печатна дейност
CD	Производство на кокс и рафинирани нефтопродукти
CE	Производство на химични продукти
CF	Производство на лекарствени вещества и продукти
CG	Производство на изделия от каучук, пластмаси и други неметални минерални сировини
CH	Производство на основни метали и метални изделия, без машини и оборудване
CI	Производство на компютърна и комуникационна техника, електронни и оптични продукти
CJ	Производство на електрически съоръжения
CK	Производство на машини и оборудване, с общо и специално предназначение
CL	Производство на превозни средства
CM	Производство на мебели; производство, некласифицирано другаде; ремонт и инсталлиране на машини и оборудване
D	Производство и разпределение на електрическа и топлинна енергия и на газообразни горива
E	Доставяне на води; канализационни услуги, управление на отпадъци и възстановяване
F	Строителство

G	Търговия; ремонт на автомобили и мотоциклети
H	Транспорт, складиране и пощи
I	Хотелиерство и ресторантърство
JA	Издателска дейност, създаване на аудио- визуални произведения, радио-и телевизионна дейност
JB	Далекосъобщения
JC	Дейности в областта на информационните технологии и информационни услуги
K	Финансови и застрахователни дейности
L	Операции с недвижими имоти
MA	Юридически, счетоводни, архитектурни и инженерни дейности, технически изпитания и анализи; консултантски дейности по управление
MB	Научноизследователска и развойна дейност
MC	Рекламна и ветеринарномедицинска дейност; други професионални дейности
N	Административни и спомагателни дейности
O	Държавно управление
P	Образование
QA	Хуманно здравеопазване
QB	Медико-социални грижи с настаняване и социална работа без настаняване
R	Култура, спорт и развлечения
S	Други дейности

4. Код на областите според Единния класификатор на административно-териториалните и териториалните единици (ЕКАТТЕ)

VID	Видин
VRC	Враца
LOV	Ловеч
MON	Монтана
PVN	Плевен
VTR	Велико Търново
GAB	Габрово
RAZ	Разград
RSE	Русе
SLS	Силистра
VAR	Варна
DOB	Добрич
TGV	Търговище
SHU	Шумен
BGS	Бургас
SLV	Сливен
SZR	Стара Загора
JAM	Ямбол
BLG	Благоевград
KNL	Кюстендил

PER	Перник
SFO	София
SOF	София (столица)
KRZ	Кърджали
PAZ	Пазарджик
PDV	Пловдив
SML	Смолян
HKV	Хасково

5. Бележка относно данните и тяхната обработка

В разработката са използвани голям брой таблици с данни, повечето от които са свободно достъпни от уеб сайта на НСИ и/или Евростат. Някои от данните са получени по Закона за достъп до обществена информация (тримесечни данни за нетите и заплащането по сектори от НОИ; месечни данни за безработните по общини от Агенцията по заетостта) или срещу заплащане (годишни данни за наетите и средната заплата по общини - от НСИ). Други са събиращи в продължение на години от публикации в периодичния печат (наетите на минимална заплата в Област Русе по тримесечия). Част от тях не са пригодни за директна обработка със статистически софтуер и са преминали предварителни стъпки за извлечане, изчистване и привеждане в използваем формат (например при данните от Агенцията по заетостта, където сировата информация за обхванатия период се намира в десетки отделни файлове).

Тези таблици с данни са достъпни на адрес:

<https://github.com/akosuliev/mrzdanni>

за всички, които проявяват интерес и искат да ги използват в собствените си изследвания.

Обработката на данните в настоящото изследване е направена с R и RStudio, а за панелния модел с обобщения метод на моментите (panel GMM или динамичен панел) е използвана и програмата GRETL.

6. Списък на таблиците и фигуранте

Фигура 1: Търсене и предлагане на труд във фирма съвършен конкурент и фирма монополист на продуктовия пазар	12
Фигура 2: Минимална заплата и заетост при монопсон на трудовия пазар	14
Фигура 3: Функции на реакция на заплатите при дуопсон	18
Фигура 4: Монопсонистично влияние при наличието на транспортни разходи	28
Фигура 5: Разлика в разликите	51
Фигура 6: Минимална и средна работна заплата на национално ниво, 2008-2018 г.	80
Фигура 7: Минимална заплата и наети на национално ниво, 2008-2018 г.	83
Фигура 8: Безработни по възрастови групи, 2003-2019 г.....	85
Фигура 9: Заплата и наети по класове професии, промяна от 2008 до 2018 г.	88
Фигура 10: Наети по икономически дейности, 2008-2018 г. (КИД21).....	90
Фигура 11: Наети по сектори - квинтилни групи 1 (висока заплата) и 5 (ниска заплата) (данни от НОИ)	92
Таблица 1: Влияние на минималната заплата върху наетите (ср. стойности по групи, тримесечни данни от НОИ за 2013-2018 г.)	93
Фигура 12: Заплата и наети по професии и дейности (КИД38), 2018 г.	95
Фигура 13: Заплати и наети по квинтилни групи (на дейности и професии за МРЗ/СРЗ), 2008 г., 2013 г. и 2018 г.	96
Фигура 14: Промени в минималната заплата и коефициенти на наети по области, 2008 и 2018 г.....	98
Фигура 15: Заплата, наети и население по общини през 2017 г.	102
Фигура 16: Заплата и наети по децилни групи (за МРЗ/СРЗ по общини), 2011 и 2017 г.	104
Фигура 17: Модифициран коефициент на безработица по децилни групи (за МРЗ/СРЗ по общини), 2010-2018 г.	105
Таблица 2: Влияние на минималната заплата върху безработицата - средни стойности по групи на заплащането (данни на ниво общини).....	106
Фигура 18: Промени в наетите и заплатата за сектори C, G, H, I (по области за 2008-2018 г.)	109
Фигура 19: Минимална заплата и наети на минимална заплата в Област Русе, 2007-2017 г.....	111
Фигура 20: Заети по видове заетост в Област Русе, 2007-2017 г.....	112

<i>Таблица 3: Хипотетично увеличение на средната заплата при различни дялове наети на минимална заплата.....</i>	119
<i>Таблица 4: Влияние на минималната върху средната заплата (динамичен панел, тримесечни данни от НОИ за 2013-2018 г.).....</i>	122
<i>Таблица 5: Влияние на минималната върху средната заплата (ср. стойности по групи, тримесечни данни от НОИ за 2013-2018 г.)</i>	124
<i>Таблица 6: Влияние на минималната върху средната заплата (динамичен панел, годишни данни по общини от НСИ за 2011-2017 г.)</i>	126
<i>Фигура 21: Наети без договор, на непълно работно време и временно наети като дял от всички наети, 2008-2018 г</i>	129
<i>Фигура 22: Наети без договор, на непълно работно време и временно наети, 2008-2018 г.....</i>	131

**РЕГИОНАЛЕН И СЕКТОРЕН АНАЛИЗ НА
ВЛИЯНИЕТО НА МИНИМАЛНАТА РАБОТНА ЗАПЛАТА
ВЪРХУ ЗАЕТОСТТА**

Автор: гл. ас. д-р Александър Ангелов Косулиев

Рецензенти: проф. д.н. Дянко Христов Минчев, проф. д-р Маргарита Николаева Атанасова, доц. д-р Емил Георгиев Трифонов

Издание: Първо

Формат: B5

Тираж: 100

ISBN: 978-954-712-857-6

Академично издателство „Русенски университет“