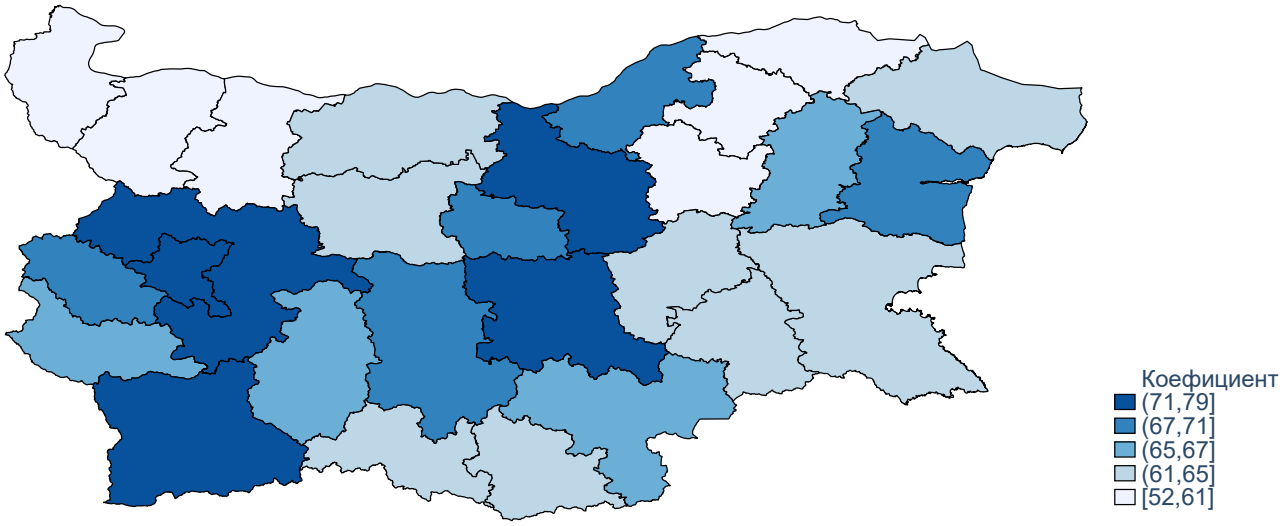
Приложения

Приложение към глава 3

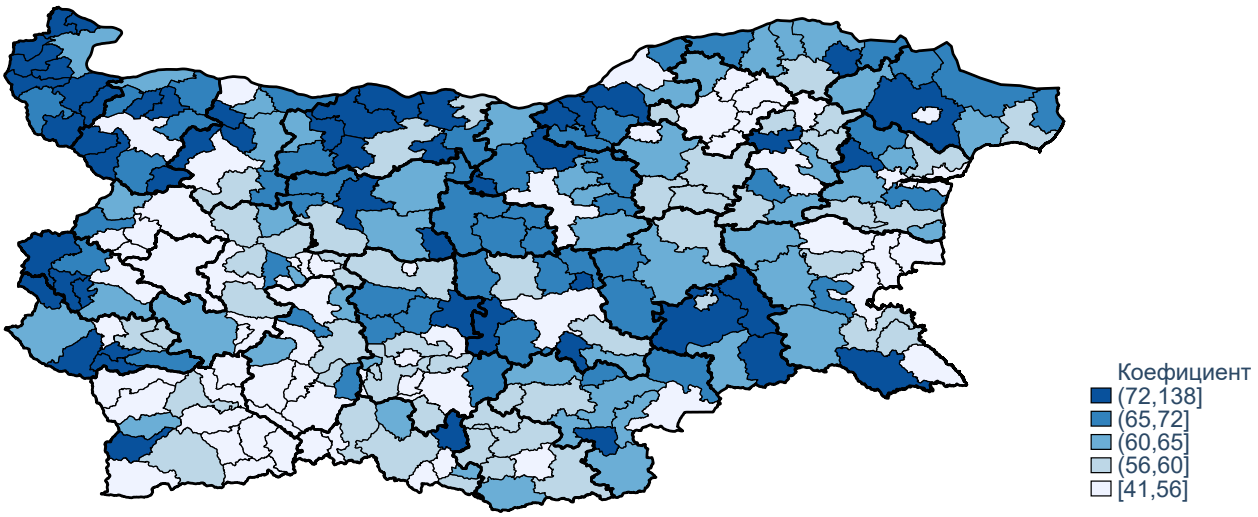
Регионални дисбаланси в България – детайли

А1. Коефициент на заетост (15-64 годищна възраст) по област за 2020 г. според Наблюдение на работната сила.



Източник: НСИ и собствени изчисления.

А2. Коефициент на зависимост на общините в България според Преброяване 2021.



Източник: НСИ и собствени изчисления. Коефициентът на зависимост представлява делът на населението на възраст 0-14 и 65+, разделен на дела на населението между 15 и 16 годишна възраст.

Местните мултипликатори в други страни – детайли

Местните мултипликатори на работни места за други страни са изчислени на базата на сходна на нашата методология. Bartik and Sotherland (2019) посочват, че местните мултипликатори на работни места варират, като ги оценяват средно на около 1,5; 2 на равнище щат и от 0,9 до 1,2 на ниво окръг (county). Освен това тези мултипликатори са по-високи в райони с по-ниска заетост, резултат сходен с нашите изчисления. Moretti (2010) изчислява, че създаването на едно работно място в търгуемия сектор съответства на генерирането на 1,6 работни места в нетъргуемия сектор на равнище на щатска метрополия в САЩ (MSA), като има по-високи мултипликатори в определени отрасли като високите технологии. Van Dijk (2017), от друга страна показва, че за всяко допълнително работно място в търгуемия сектор на САЩ се създават между 1,6 и 1,7 нови работни места в нетъргуемия сектор, като за сектори с по-високо заплащане мултипликаторите са по-високи и варират от 2 до 2,3, докато за сектори с ниско заплащане няма статистически значим мултипликатор.

Изследването на Moretti and Thulin (2013) за 72-те местни пазари на труд в Швеция разкрива, че едно работно място в промишлеността води до 0,5 работни места в сектори, произвеждащи стоки и услуги на местно равнище. Goos et al. (2018) изчисляват забележително висок местен мултипликатор от около 4,8 за създаване на работни места в секторите с висока технологична интензивност на регионално ниво NUTS2. Faggio and Overman (2014) изчисляват ефектите от създаването на работни места в публичния сектор в Обединеното кралство, разкривайки, че всяко допълнително работно място в публичния сектор предизвиква създаването на 0,5 работни места в строителството и услугите, като същевременно изтласква 0,4 работни места от промишлеността. Andersen and Sorensen (2019) от друга страна разглеждат норвежките селски общини и изчисляват,

че всяко допълнително работно място в публичния сектор води до допълнителни 1,7 работни места в местния трудов пазар.

По отношение на местните доходни мултипликатори, Duque Gabriel et al. (2023) представят оценки за Европа, от порядъка на 2 за местните доходни мултипликатори и 1,4 за местни мултипликатори на заетост на ниво NUTS3. Подобно на това, за САЩ, Chodorow-Reich (2019) заключва, че местните доходни мултипликатори са около 1,8. За Унгария, Verner and Gyöngyösi (2020) намират местен доходен мултипликатор от 1,7, докато Corbi, et al. (2019) ичисляват мултипликатори между 1,3 и 2 за Бразилия.

Методология – детайли

В икономическата литература има няколко подхода за изчисляване на местните мултипликатори на заетост. Първият подход е т.нар. структурно моделиране, което използва информация за структурните зависимости между сектори на национално ниво (т.нар. input-output анализ), както и допускания за ефекта на местното потребление и ефекта на задръстването.[128] Тъй като последните два ефекта са трудни за моделиране само чрез допускания, този метод на анализ обикновено води до доста високи стойности, които също не се различават между различните местни пазари на труд.

Вторият подход включва различни емпирични методи, които използват шокове в търсенето на местния пазар на труд. Нашият подход в настоящия анализ спада към този тип методи и е известен като метод на Бартик.[129] Бартик шоковете се изчисляват като комбинация от местната индустриална структура (делът на заетост в различни икономически дейности) в предишен период и промени в търсенето на работна сила в съответния сектор на национално ниво (изчислен чрез националния ръст на заетост в съответния сектор). Конкретно, ако $D_{m,t}$ обозначава Бартик шокът на търсене в община *m* и година *t*, тогава,

$$D_{m,t} = \sum_{i=1}^{N} s_{i,m,t-1} g_{i,t},$$

където *i* индексира икономическата дейност по втори ред на стандартизираната Класификация на икономическите дейности (КИД и КИД-2008 от 2008 г.),[130] $s_{i,m,t-1}$ е делът наети в икономическа дейност *i* в община *m* в година *t-1* и $g_{i,t}$ е ръстът (в процентни пункта) в заетостта за икономическа дейност *i* между година *t-1* и *t* на територията на страната.

Основното предимство на този метод е, че шоковете на Бартик на местния пазар на труд обикновено не са свързани с други местни процеси. Неформално, методът на Бартик постига това като разчита на местната хетерогенност на структурата на икономически дейности в комбинация с несистематични промени в общото търсене на труд за различни икономически дейности.

---

[128] Виж Bivens (2019).
[129] Виж Bartik (1991), Moretti (2010), Bartik and Sotherland (2019). Методът на Бартик е широко застъпен в емпиричната литература. Виж Goldsmith-Pinkham, et al. (2021) и Borusyak, et al. (2022) за повече информация. Методът в настоящия анализ е най-близък до Bartik and Sotherland (2019).
[130] Виж https://www.nsi.bg/sites/default/files/files/publications/KID-2008.pdf.

За изчисление на местните мултипликатори използваме следния регресионен модел, известен като модел на линейните проекции[131]:

$$\Delta_h e_{m,t} = \alpha_m + \boldsymbol{\beta_h} D_{m,t} + \sum_{k=1}^{K} \gamma_{h,k} D_{m,t-k} + \Gamma_h' \mathrm{X}_{m,t-1} + \epsilon_{m,t,h}$$

където *m* индексира община, *t* индексира годината, $\Delta_h e_{m,t}$ е ръстът на местна заетост между година $t-1$ и година $t+h$, $D_{m,t}$ е Бартик шокът за година *t*, X_m включва различни контролни променливи и $\epsilon_{m,t,h}$ включва немоделирани фактори с нулева средна стойност. Линейната проекция е изчислена за различни периоди преди или след шока $h \in \{-3,-2,-1,0,1,2,3,4\}$. Местният мултипликатор за период h е $\boldsymbol{\beta_h}$. Интерпретацията му е, че той дава общото увеличение в местния брой наети лица между $t-1$ и $t+h$ в резултат на търсенето на работна сила от едно работно място.

В регресионните модели, които изчисляваме, векторът X_m включва контроли за промяна в заетостта на национално ниво (т.нар. времеви фиксирани ефекти), като в регресиите за категории общини и за различни области също добавяме два лага на едногодишния местен ръст на заетостта $\Delta e_{m,t}$ за години $t-3$ и $t-2$, за да контролираме за специфични за общината трендове в заетостта.

Данни

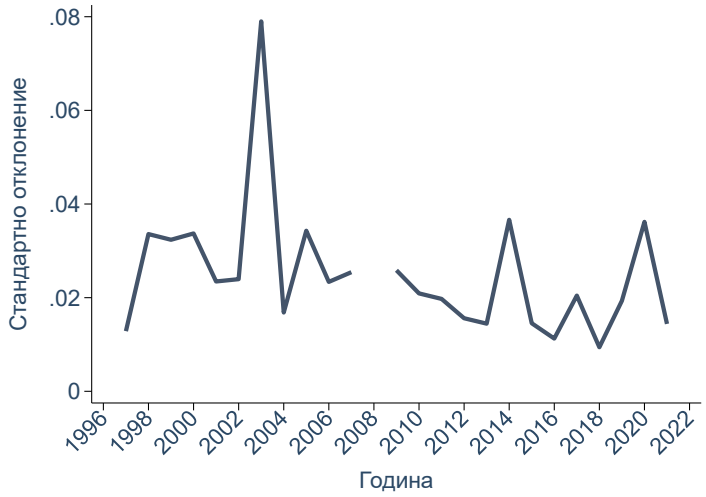
Основните данни, използвани за изчислението, са статистически данни за общия брой наети лица по трудово и служебно правоотношение по общини от 1996 до 2022 въз основа на бизнес статистиката на Националния статистически институт (НСИ), като Бартик шокът е изчислен директно в НСИ за периода 1997-2021 с прекъсване във временния ред през 2008 поради промяна в класификацията на икономическите дейности в Европейския съюз. В допълнение използваме и данни за категоризацията на общините, предоставени от Министерство на регионалното развитие и благоустройството, както и публични данни от Преброяванията и от Наблюдение на работната сила на НСИ.

Фигура А3 представя динамиката на годишното стандартно отклонение за Бартик шока. Като цяло се наблюдава силна хетерогенност между общините в страната по отношение на Бартик шока във всяка от годините, като в някои години, например 2003, 2014 и 2020 се наблюдава силно увеличение в дисперсията на шока. Увеличението за 2003 и 2014 най-вероятно се дължи на специфични правителствени политики, свързани с увеличение на публичната заетост в отделни общини на страната.

Поради промяната в категоризацията на икономическите дейности, а и поради потенциално различна структура на икономиката в по-ранния период 1997-2007 и по-късния период 2009-2021, по-долу представяме и изчисления на Бартик шока за два периода – преди и след 2008. Като цяло резултатите за двата периода са доста сходни.

[131] Виж Jorda (2005).

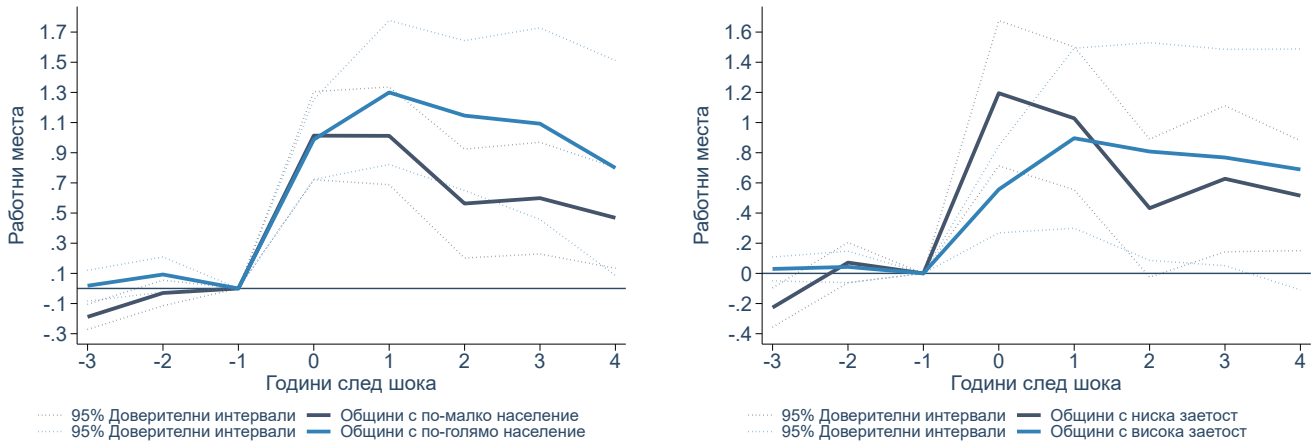
А3. Стандартно отклонение на Бартик шок, 1997-2021 г.



Източник: НСИ и собствени изчисления.

Допълнителни резултати

А4. Местни мултипликатори за общини с различно население (ляв панел) и различни нива на заетост (десен панел).



Източник: НСИ и собствени изчисления. Прекъснатите линии представят 95 процентен доверителен интервал. Ефектите, близки до нулата за години -3 до -1, служат като плацебо тест за валидността на методологията. Общини с по-малко (по-голямо) население са общините, където средното население е под (над) медианната стойност за страната. Общини с по-ниска (по-висока) заетост са общини, където средният коефициент на заетост според трите преброявания 2001, 2011 и 2021 е в най-долния (най-горния) квартил.

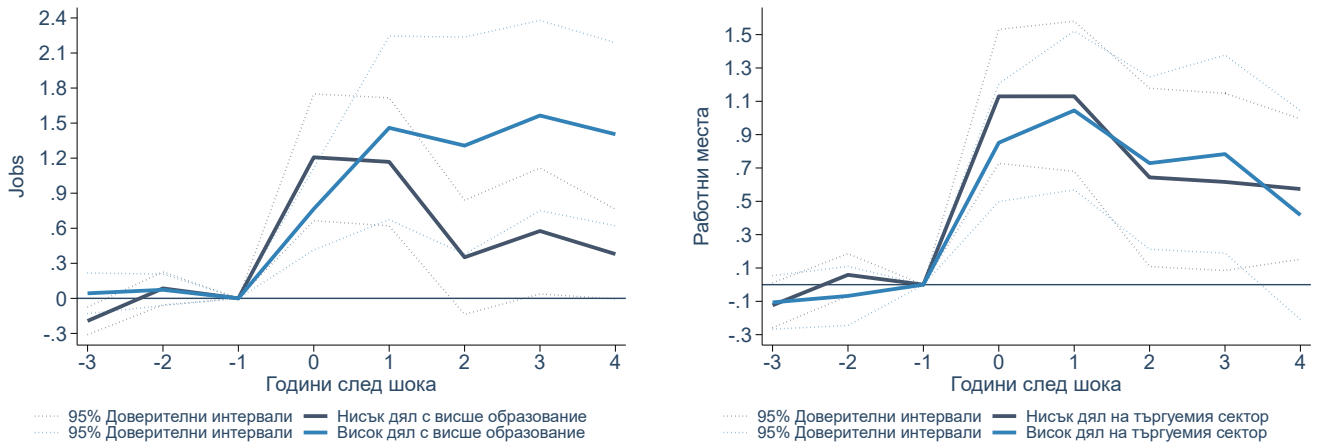
Фигура А4 показва местния мултипликатор, изчислен съответно за общини с по-ниско и по-високо население (ляв панел). Мултипликаторите за общините с по-високо население са отчетливо по-високи от тези за общините с по-ниско население, както и са с по-продължително действие. Тези разлики рефлектират различните ефекти на местното потребление и агломерационните ефекти в

общини с различен размер на населението, като и двата ефекта се очакват да бъдат по-силни в общини с по-голямо население.

На десния панел на Фигура А4 е показан друг фактор, който определя различен по размер местен мултипликатор, а именно – нивото на икономическа активност в общината. Местният мултипликатор е *по-висок* за общини с по-ниска икономическа активност в сравнение с общини с по-висока икономическа активност, макар и ефектите да са сравнително краткотрайни. Тези разлики най-вероятно са свързани с по-висок ефект на местното потребление в общините с по-ниска икономическа активност поради по-висока пределна склонност на потреблението, както и на по-ниски ефекти на задръстване на местния пазар на труд.

Подобно на Фигура А4, Фигура А5 представя разлики в местните мултипликатори между общини с различни нива на дела жители с висше образование (ляв панел), както и между общини с различен дял на търгуеми сектори (земеделие и промишленост). Както показва фигурата, има сравнително големи разлики между общини с по-високи и по-ниски нива на жители с висше образование, докато по отношение на секторната композиция не се наблюдават подобни разлики. Разликите по отношение на дела жители с висше образование отчасти се дължат на разликите между общини с различно население, тъй като общините в България с по-голямо население имат и по-голям дял жители с висше образование.

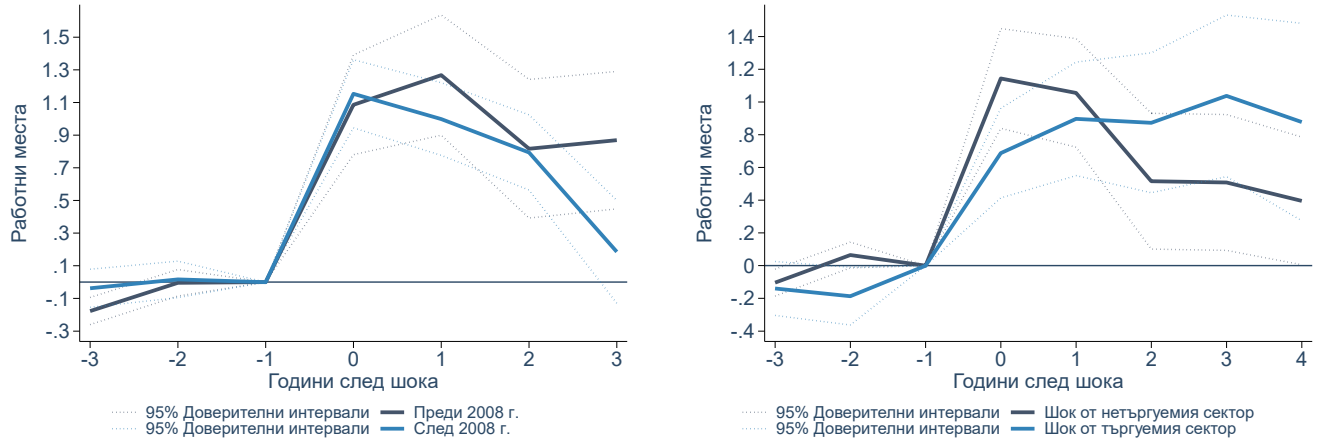
А5. Местни мултипликатори за общини с различен дял на населението с висше образование (ляв панел) и различен дял на работещите в търгуеми сектори (десен панел).



Източник: НСИ и собствени изчисления. Прекъснатите линии представят 95 процентен доверителен интервал. Ефектите, близки до нулата за години -3 до -1, служат като плацебо тест за валидността на методологията. Общини с по-нисък (по-висок) дял с висше образование са общините, където средният дял на населението с висше образование е в най-долния (най-горния) квартил. Общини с нисък (висок) дял на търгуемия сектор са общини, където средният дял заети в земеделието и промишлеността е в най-долния (най-горния) квартил.

Не на последно място, Фигура А6 представя местните мултипликатори, изчислени за различни периоди (ляв панел), както и за различни сектори на икономиката (десен панел). Като цяло, няма съществени разлики между мултипликаторите, изчислени в периода до 2008 спрямо периода след 2008. По отношение на секторни разлики, не се наблюдават разлики в размера на мултипликатора между секторите, но за шокове в търсенето на работна сила за търгуемите сектори има по-продължителни ефекти. Тези ефекти може да се дължат на по-силни агломерационни ефекти, породени от търсенето на работни места в търгуемите сектори.

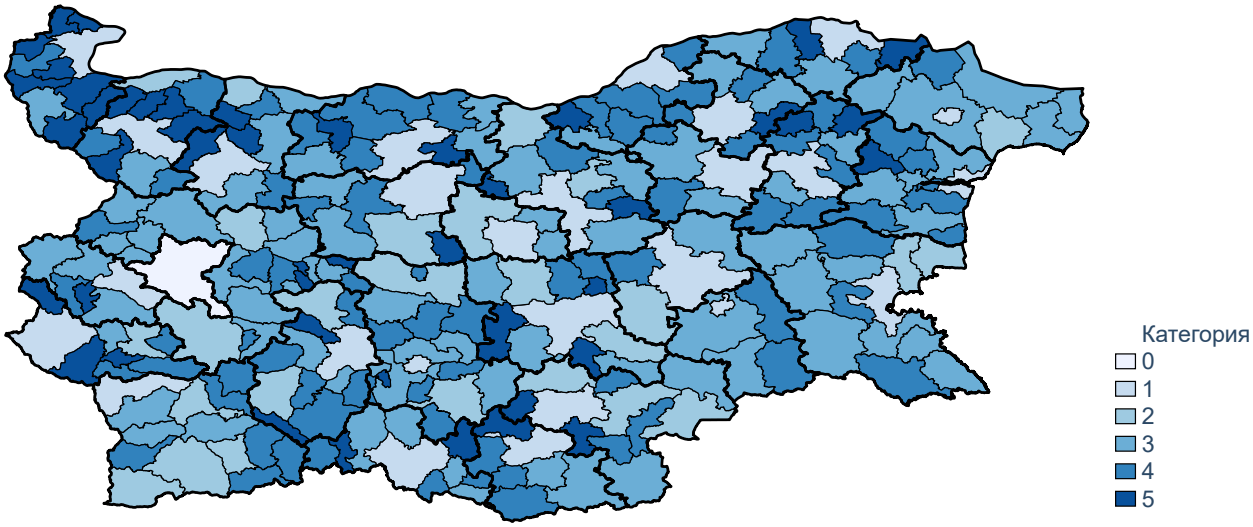
А6. Местни мултипликатори за различни периоди (ляв панел) и шокове, произтичащи от различни сектори (десен панел).



Източник: НСИ и собствени изчисления. Прекъснатите линии представят 95 процентен доверителен интервал. Ефектите, близки до нулата за години -3 до -1, служат като плацебо тест за валидността на методологията. Периодът преди 2008 г. включва годините 1997-2007, докато периодът след 2008 г. включва годините 2009-2021. Тургуемият сектор включва земеделието и промишлеността. Нетъргуемият сектор включва всички останали сектори.

Разлики между категории общини и области в България – детайли

А7. Категоризация на общините в България.



Източник: МРРБ и собствени изчисления.

А8. Разлики между общинските категории в България (стандартни отклонения в скоби)

Индикатор	Категория 1	Категория 2	Категория 3	Категория 4	Категория 5
Коефициент на възрастова зависимост (2011)	25,10	28,90	32,71	39,14	56,39
	(4,23)	(4,91)	(8,52)	(13,74)	(26,36)
Дял на населението с висше образование (2011)	21%	13%	10%	7%	6%
	(4)	(3)	(3)	(2)	(2)
Дял на заетите, извършващи ежедневна трудова миграция (2011)	7%	9%	18%	21%	19%
	(5)	(6)	(13)	(11)	(13)

Дял на заетите в земеделието и промишлеността (2012)	30%	38%	39%	40%	31%
	(8)	(16)	(16)	(16)	(16)
Степен на наетост (от бизнес регистър)	47%	48%	34%	27%	21%
	(8)	(24)	(15)	(14)	(7)
Коефициент на заетост (от Преброяване 2011)	46%	42%	38%	32%	26%
	(4)	(5)	(7)	(6)	(7)
Брой болници на 1000 души	0,07	0,09	0,12	0,11	0,06
	(0,02)	(0,05)	(0,08)	(0,12)	(0,13)
Дял домакинства с достъп до интернет (2011)	33,90	26,01	20,70	14,86	8,61
	(6,64)	(7,07)	(6,85)	(6,85)	(5,44)
Ниво на функции и отговорности	12,62	6,09	4,30	1,35	0,55
	(2,76)	(0,85)	(2,16)	(1,48)	(0,66)
Дял на населението с достъп до канализация	82,34	70,83	56,07	31,21	9,52
	(11,74)	(14,22)	(27,06)	(36,31)	(26,09)
Дял на населението с организирано сметосъбиране	95,91	95,36	89,27	94,01	66,46
	(19,57)	(20,80)	(27,85)	(19,77)	(44,14)
Население (в хиляди)	109,43	37,86	16,27	8,51	4,80
	(79,63)	(15,09)	(6,92)	(4,74)	(2,31)
Равнище на железопътното обслужване	12,08	7,65	4,47	2,95	1,93
	(6,30)	(6,87)	(4,99)	(3,64)	(2,64)
Плътност на пътната мрежа (км / км^2)	0,62	0,34	0,35	0,32	0,33
	(0,31)	(0,13)	(0,16)	(0,12)	(0,11)
Брой училища на 1000 души	0,24	0,29	0,40	0,43	0,66
	(0,09)	(0,11)	(0.24)	(0,25)	(0,38)

Дял на масивните жилища	74%	59%	47%	33%	23%
	(11)	(14)	(16)	(15)	(13)
Директни данъчни приходи на човек (в лв.)	66,39	82,01	61,04	37,14	33,09
	(28,67)	(165,39)	(80,72)	(45,73)	(15,14)
Брой общини	27	26	81	85	46
Дял от населението (2021)	58%	12,4%	17%	10%	2,6%
Стандартно отклонение в годишния ръст на заетостта	4,4%	6,8%	9,5%	12,1%	15%

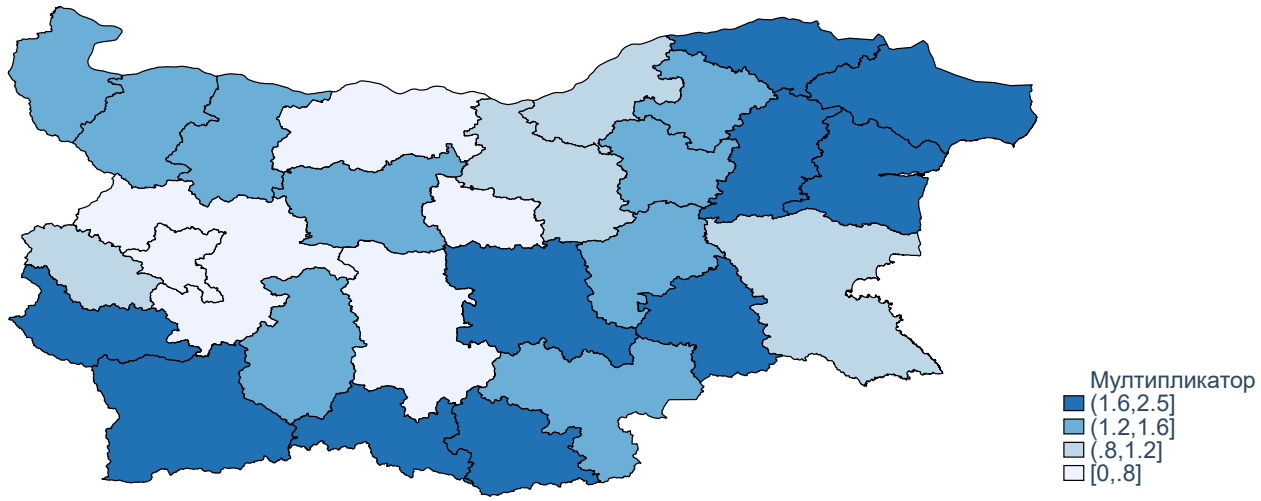
А9. Местни мултипликатори на заетост за различни категории общини в България

Катеория общини	Мултипликатор (максимум 2 г.)	Мултипликатор (осреднен 4 г.)	Средна годишна заплата (в хил. лв.)
1	0,94	0,96	12,6
2	1,90	1,62	12,3
3	0,80	0,64	12,3
4	1,02	0,78	11,0
5	1,19	0,78	10,6

А10. Местни мултипликатори на заетост за различни области в България

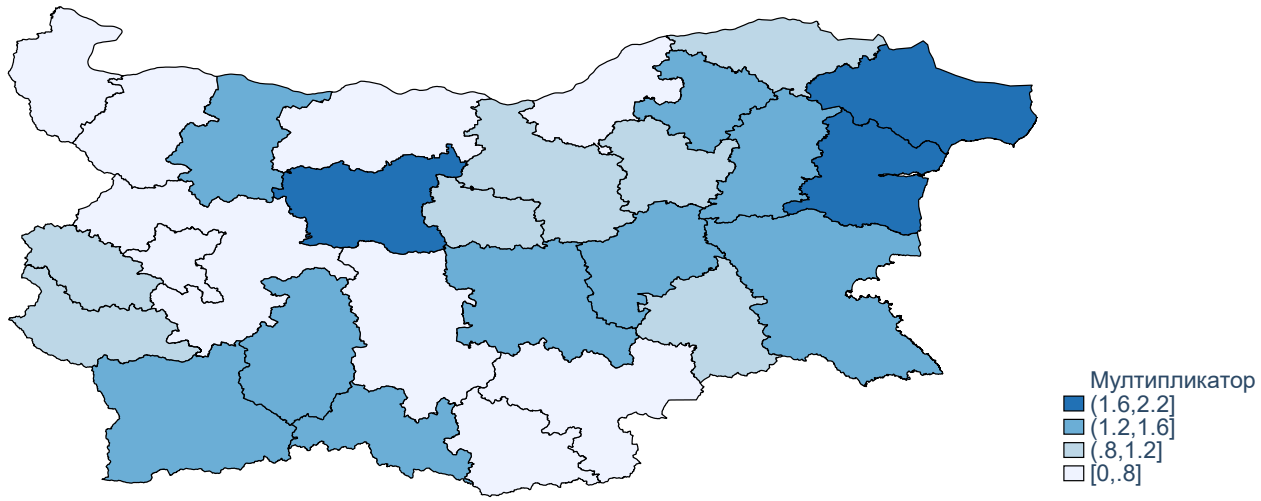
Област	Мултипликатор (максимум 2 г.)	Мултипликатор (осреднен 4 г.)	Средна годишна заплата (хил. лв.)	БВП на нает (хил. лв.)
Бургас	1,39	1,42	12,3	25,6
Благоевград	1,77	1,50	9,8	17,6
Добрич	2,58	2,19	11,4	19,1
Габрово	0,92	0,92	12,9	25,0
Хасково	0,63	0,55	10,6	18,3
Ямбол	1,76	0,86	12,1	20,5
Кюстендил	1,25	1,01	10,6	19,7
Кърджали	1,26	0,77	11,4	19,5
Ловеч	1,88	1,71	11,4	22,0
Монтана	0,59	0,15	11,2	23,3
Пазарджик	1,50	1,33	11,7	20,0
Пловдив	0,96	0,32	13,0	24,8
Перник	1,18	0,85	11,4	22,8
Плевен	0,45	0,41	11,6	21,8
Разград	1,67	1,34	12,8	20,6
Русе	0,92	0,71	12,3	23,8
София	0,58	0,31	20,5	44,2
Шумен	1,72	1,44	12,1	19,3
Силистра	2,21	1,04	10,6	16,4
Сливен	1,44	1,22	11,0	18,4
Смолян	1,74	1,30	11,1	20,5
Стара Загора	1,64	1,50	13,9	30,8
Търговище	2,31	1,14	12,0	19,3
Варна	2,31	2,02	14,3	30,5
Видин	1,22	0,77	10,3	22,0
Враца	2,68	1,35	13,9	31,1
Велико Търново	1,43	1,07	11,6	21,8

А11. Местни мултипликатори на работни места по област (след 2008 г.).



Източник: НСИ и собствени изчисления. На картата е представяен краткосрочният местен мултипликатор измерен като максималната стойност на изчисления мултипликатор за първите две години след шока.

А12. Местни средносрочни мултипликатори на работни места по област.



Източник: НСИ и собствени изчисления. На картата е представяен осредненият мултипликатор за първите 4 години след шока.

A13. Местни мултипликатори на заетост за различни райони за планиране в България

Район за планиране (NUTS-2)	Мултипликатор (максимум 2 г.)	Мултипликатор (осреднен 4 г.)
Североизточен	1,97	1,55
Северен централен	1,49	0,90
Северозападен	1,04	0,51
Югоизточен	1,50	1,38
Южен централен	1,19	0,89
Югозападен	0,95	0,73

Приложение към глава 4

Законови данъци и ефективни пределни данъчни ставки

Опростен пример, който позволява прогресивност на данъците, е полезен за описване на начина, по който работи данъчната система за доходите на физическите лица в България. Да предположим, че дадено лице получава облагаем доход w в период t. Да обозначим пропорционалните ставки за социално осигуряване и здравно осигуряване като τ_{ss} и τ_{hi}, съответно. Минималните и максималните прагове са обозначени като $w_{\min} < w_{\max}$, съответно. Така има три случая по отношение на осигурителните плащания:

(i) Ако $w \leq w_{\min}$, тогава осигуровките се плащат върху $w_{\min}$;

(ii) Ако $w_{\min} \leq w \leq w_{\max}$, тогава осигуровките се плащат върху действителния доход w; и

(iii) Ако $w \geq w_{\max}$, тогава осигуровките се плащат върху $w_{\max}$.

След като са платени социалните и здравни осигурителни вноски, доходът преди данъчно облагане w_τ е:

$$w_\tau(w, \tau_{ss}, \tau_{hi}, w_{\min}, w_{\max}) = w - (\tau_{ss} + \tau_{hi}) \min\left[\max(w, w_{\min}), w_{\max}\right]. \tag{A.1}$$

Последната стъпка включва използването на скалата за данък върху доходите, за да се изчисли нетният доход след данъци. Както е илюстрирано в таблица A.1, скалата за данък върху доходите се състои от два компонента: (i) данъчни ставки $\tau_1, \tau_2, ..., \tau_N$ и (ii) прагове на данъчните групи $w_0 < w_1 < w_2 < ... < w_{N-1}$.

Таблица A.1: Данъчни групи и данъчни ставки

Група	Мин	Макс	Ставка
1	w_0	w_1	τ_1
2	w_1	w_2	τ_2
...	...	...	...
...	...	...	...
N	w_{N-1}		τ_N

Бележки: Тази таблица предоставя илюстративен пример на данъчна система с нейните съответни данъчни ставки и данъчни групи.

Следователно, платеният данък върху дохода е:

$$\begin{aligned} T(w, \tau_{ss}, \tau_{hi}, w_{\min}, w_{\max}, \tau_1, \tau_2, ..., \tau_N, w_0, w_1, ..., w_{N-1}) = \\ \tau_1 \min\left(\max(w_\tau - w_0, 0), w_1 - w_0\right) \\ +\tau_2 \min\left(\max(w_\tau - w_1, 0), w_2 - w_1\right) \\ ... \\ +\tau_{N-1} \min\left(\max(w_\tau - w_{N-2}, 0), w_{N-1} - w_{N-2}\right) \\ +\tau_N \max(w_\tau - w_{N-1}, 0). \end{aligned} \tag{A.2}$$

Нетният доход след данъци, обозначен като $\tilde{w}$, е:

$$\tilde{w} = w_\tau(w, \tau_{ss}, \tau_{hi}, w_{\min}, w_{\max}) - T(w, \tau_{ss}, \tau_{hi}, w_{\min}, w_{\max}, \tau_1, \tau_2, ..., \tau_N, w_0, w_1, ..., w_{N-1}). \tag{A.3}$$

Ключова величина за анализа е ефективната пределна данъчна ставка, която измерва каква част от последния (пределен) български лев (BGN), който работещият печели, се плаща под формата на ефективен данък. Нека $\tilde{T}(w)$ обозначава всички данъци върху доходите на физическите лица, които работещ с доход w плаща, включително социалните и здравните осигурителни вноски. Тогава ефективната пределна данъчна ставка, τ_{eff}, се изчислява като

$$\tau_{\text{eff}} = \frac{\partial \tilde{T}(w)}{\partial w} = \lim_{\epsilon \to 0} \frac{\tilde{T}(w + \epsilon) - \tilde{T}(w)}{\epsilon}, \tag{A.4}$$

където можем да оценим τ_{eff}, като приемем $\epsilon = 1$ BGN.

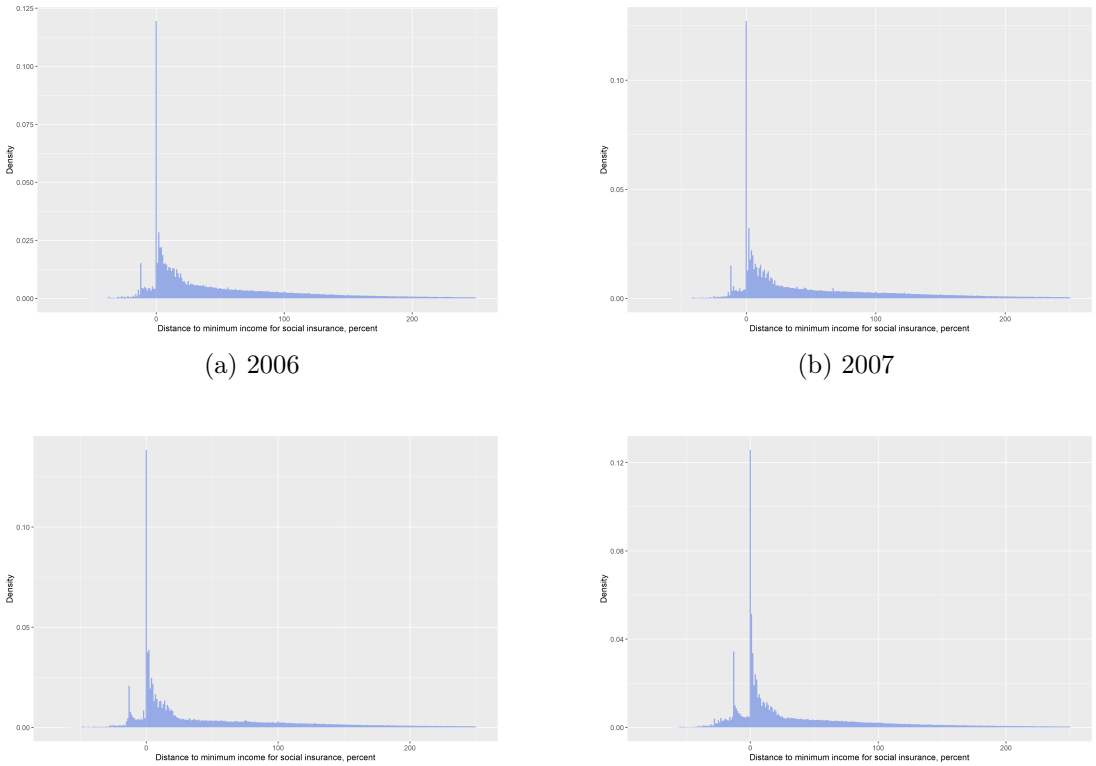
За да илюстрираме как реформата на данъка върху доходите на физическите лица от 2008 г. в България влияе на ефективните пределни данъчни ставки, τ_{eff}, за всеки индивид в нашата извадка изчисляваме ефективната пределна данъчна ставка за всяка година, както е описано в уравнение (A.4). След това, за тези, които са заети в две последователни години, изчисляваме промяната в техните ефективни пределни данъчни ставки.

Минимални прагове и разпределение на доходите

Фигура A.1 показва разпределението на доходите от 2006 г. до 2009 г. спрямо минималния осигурителен праг за съответния работещ (като разлика в %).[1] Фигурата показва, че значителна част от отчетените доходи са на минималния осигурителен праг. Освен това, въпреки че минималните прагове се увеличават значително през 2008 г. и 2009 г. (виж фигура 2), масата на отчетените доходи около минималните прагове, както и цялото разпределение на доходите (спрямо минималния праг), не се променят видимо през този период.

[1] Както вече беше споменато в анализа, минималният осигурителен праг е специфичен за всеки работещ, тъй като той зависи от професията и отрасъла на заетост на работещия.

Фигура А.1: Месечни доходи и минимални прагове, 2006-2009



(a) 2006 (b) 2007

(c) 2008 (d) 2009

Бележки: Фигурата показва разпределението на доходите през 2006-2009 г. Доходите са представени в проценти разлика от минималния праг, специфичен за работника.

Причините за тази особена форма на разпределението на доходите е извън обхвата на настоящия анализ и е подходяща тема за бъдещи изследвания. Въпреки това тази специфика има важни последици за изчисляването на ЕОД, тъй като когато минималните прагове се увеличават през 2008 г. (и след това през 2009 г.), доходите на много от работещите също се увеличават до новите минимални прагове. Ако наблюденията, при които доходите са близки до минималните прагове, се включат в изчислението на ЕОД, това може да изкриви оценката на ЕОД. Поради тази причина при изчисляване на ЕОД ограничаваме извадката до работници с доходи които са над минималните прагове в две последователни години.

Минимални прагове и входящи и изходящи потоци на заетост

Значителното увеличение на реалните заплати след приемането на по-високи минимални прагове за социално осигуряване през 2008 г., както е показано на фигура 2 от анализа, би могло да означава, че фирмите реагират на по-високите прагове, като съкращават някои от работещите. Таблица А.2, обаче, показва, че това не е така. Използвайки нашата извадка, изследваме

входящите и изходящите потоци на заетост. Зависимата променлива в колона (1) е индикатор, който е равен на едно, когато има преход от незаетост към заетост от година t до година $t+1$, където t е 2006 или 2007, докато зависимата променлива в колона (2) е индикатор, който е равен на едно, когато има преход от заетост към незаетост от година t до година $t+1$. Независимите променливи са индикатори за преходи, случващи се между 2007 и 2008 г., дали работещият е на минималния праг, когато е зает, и взаимодействието (уможаването) на предходните две променливи. Резултатите показват, че има значителен обем входящи и изходящи потоци на заетост и че работещите на минималните прагове са много по-склонни да се движат в и извън заетостта. Въпреки това, между 2007 и 2008 г., входящите потоци не са засегнати, докато изходящите потоци са действително по-ниски от обичайното и това е още по-силно изразено при работещите на минималните прагове. Следователно, преходите към трудова незаетост са действително по-ниски от обичайното за работещите на минималните прагове.

Таблица A.2: Входящи и изходящи потоци на заетост, 2006-2008

Зависима променлива:	НЗ-З	З-НЗ
	(1)	(2)
2007-2008	-0.001**	-0.010**
	(0.001)	(0.001)
Минимален праг	0.171***	0.140***
	(0.001)	(0.001)
2007-2008 × Минимален праг	-0.003***	-0.033***
	(0.001)	(0.001)
Константа	0.383***	0.158***
	(0.0004)	(0.0004)
N	3,944,467	2,770,867

Бележки: Таблицата показва входящи и изходящи потоци на заетост в периода 2006-2008 г. Колона (1) отчита потоците от Незаетост към Заетост, докато колона (2) отчита потоците от Заетост към Незаетост. Статистическа значимост: * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Стандартните грешки са в скоби.

Методология и подробни резултати от оценяването

Ние следваме методологията описана в Gruber and Saez (2002). Те извеждат следния емпиричен лог-линеен модел

$$\log(y_{i,s}) = \alpha_i + \beta \log(1 - \tau_{i,s}) + \varepsilon_{i,s}, \tag{A.5}$$

където $y_{i,s}$ е облагаемият доход на работещ i през година s, α_i е фиксиран ефект за индивид i, а $(1 - \tau_{i,s})$ е пределната нетна данъчна ставка на индивид i през година s. Моделът може

да бъде оценен във версията си след взимането на първа разлика,

$$\Delta \log(y_{i,s+1}) = \beta \Delta \log(1 - \tau_{i,s+1}) + \Delta \varepsilon_{i,s+1}, \tag{A.6}$$

където $\Delta \log(y_{i,s+1})$ е логаритмичната разлика на дохода между базова година s и година $s+1$. $\Delta \log(1 - \tau_{i,s+1})$ е логаритмичната разлика на пределната нетна данъчна ставка между базова година s и година $s+1$. β е параметърът за оценяване, измерващ еластичността на облагаемия доход.

Има няколко въпроса, които трябва да бъдат разгледани в контекста на процедурата на оценяване.[2]

Ендогенност: пределната данъчна ставка е функция на облагаемия доход. Пределната данъчна ставка, τ, може да бъде функция на облагаемия доход y. Например, при наличие на прогресивна система за данък върху доходите или обвързващи прагове за социалниосигурителни и здравни вноски, екзогенна промяна на доходите може да премести работещия в нова данъчна група с нова пределна данъчна ставка. За да адресираме тази ендогенност, ние следваме стандартната практика в литературата и използваме симулираната механична пределна данъчна ставка като инструментална променлива за τ. Механичната данъчна ставка е хипотетичната пределна данъчна ставка за даден работещ при въвеждането на нова данъчна система в период t, ако работещия запази своя доход, отработени часове и принадлежност към професията и отрасъл от период $t-1$ преди данъчната реформа.[3]

Тенденции в растежа на доходите. Различни групи в населението може да следват специфични тенденции в растежа на доходите, които могат да бъдат корелирани с промените в данъците. Например, работещите с високи доходи може да имат по-висок растеж на доходите от тези с ниски доходи, а дадена данъчна реформа може да има различни данъчни промени за тези две групи работещи. За да отчетем различията в растежа на доходите за различни групи, ние използваме богат набор от линейни сплайн контроли за минал доход и минал растеж на доходите. По-конкретно, следваме Gruber and Saez (2002) и използваме сплайни за контрол на нивото на доходите през година $t-1$ и растежа на доходите между години $t-1$ и t. За да отчетем агрегатните тенденции в доходите, използваме и фиксирани времеви ефекти.

Минимални прагове и докладвани доходи. Както е обсъдено в анализа, има тенденция доходите да се докладват на минималните прагове, и увеличението на минималните прагове

[2] Виж Gruber and Saez (2002) за подробности.

[3] При пропорционална данъчна система и при отсъствие на минимални и максимални прагове за осигурителни вноски, проблемът с ендогенността не съществува. Поради това, промените в механичните и действителните пределни данъчни ставки често съвпадат след 2007 г.

по време на въвеждането на реформата с плосък данък през 2008 г. би изкривило оценките на ЕОД. За да избегнем този проблем, ние ограничаваме извадката до работници с доходи в година t, които са над минималните осигурителни прагове както в година t, така и в година $t+1$.

Други контроли. В оценяването включваме социално-икономически контроли като 5-годишни възрастови интервали и индикатори за пол и брачен статус. Всички спецификации включват фиксирани времеви ефекти за месеца, през който е докладван дохода в година t и статистически тегла базирани на докладваните трудови доходи.

Подробните резултати от оценяването са обобщени в таблица A.3.

Таблица A.3: Еластичност на облагаемия доход в България

	Зависима променлива: $\Delta \log(y)$		
	Период:		
	2005-2008	2005-2010	2005-2012
	(1)	(2)	(3)
	Независима променлива: $\Delta \log(1-\tau)$		
Отработени часове:			
Всички	0.323***	0.483***	0.559***
	(0.055)	(0.047)	(0.046)
>50% от пълно работно време	0.232***	0.426***	0.499***
	(0.056)	(0.049)	(0.047)
>75% от пълно работно време	0.221***	0.410***	0.489***
	(0.061)	(0.052)	(0.050)
Сплайни, $\log(y_{s-2})$	✓	✓	✓
Сплайни, $\Delta \log(y_{s-1})$	✓	✓	✓
Контроли	✓	✓	✓

Бележки: Оценките на еластичността са базирани на 2SLS регресии със стандартни грешки в скоби. Зависимата променлива е промяната в логаритъма на месечните трудови доходи на работещия. Независимата променлива на фокус е промяната в логаритъма на пределната нетна данъчна ставка, която се инструментира с промяната в логаритъма на симулираната пределна нетна данъчна ставка при поведението в базовия месец в година t. Социално-икономическите контроли включват 5-годишни възрастови интервали и индикатори за пол и брачен статус. Всички спецификации включват фиксирани времеви ефекти за базовия месец в година t и статистически тегла базирани на докладваните трудови доходи. Нива на значимост: * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Стандартните грешки са в скоби.

Приложение към глава 5

Прогнозиране на местния износ по отрасли с метод на промените и дяловете (шок тип Бартик)

Прогнозираме износ на ниво отрасъл-област-година, използвайки годишни стойности на износа по втори знак на Класификацията за икономически дейности (КИД) 2008 от BTDIxE за изчисляване на промените, както и заетостта през 2008 г. по втори знак на КИД 2008 на ниво област за изчисляване на дяловете. За да получим прогноза за местния износ, сумираме тези стойности за всички отрасли.

$$\widehat{Exports}_{idt} = Exports_{it} \times \frac{Empl_{id2008}}{Empl_{i2008}},$$

където *i* обозначава отрасъл по втори знак на КИД 2008, *d* обозначава област, а *t* обозначава година.

Анализ в годишните изменения на ниво област

Фигура 3 показва процентни изменения в прогнозирания на ниво област износ между 2008 и 2020 г. по хоризонталната ос спрямо процентни изменения в броя ученици в девети клас по образователни направления на ниво област, отново между 2008 и 2020 г. Освен това, линията показва прогнозираните записвания от следната регресия в годишни изменения:

$$\%\Delta\, Nr\ enrolled_d = \beta\, \%\Delta \sum_i \widehat{Exports}_{id} + \epsilon_d,$$

където изменението и от двете страни на уравнението отново е между 2008 и 2020 г.

Анализ на панелни данни на ниво област

В пълния анализ на панелните данни използваме регресия с трансформация чрез обратната функция на хиперболичния синус. Регресията е на броя ученици на ниво област-година върху прогнозирания годишен износ на ниво област преди 2 години, както и набор от фиксирани ефекти (ФЕ) за област и година, които ни позволяват да контролираме за постоянни областни различия и национални шокове. Използваме стандартни грешки на Хубер-Уайт (Huber-White) и изчисляваме следния модел:

$$Nr\ enrolled_{dt} = \beta \sum_i Lag_2\ \widehat{Exports}_{idt} + \delta_d + \delta_t + \epsilon_{dt},$$

където δ са фиксираните ефекти в регресията. Таблица A1 по-долу показва резултатите за общия брой ученици (колона 1), учениците в общообразователно обучение (колона 2) и учениците в професионалното образование (колона 3).

Таблица А1. Брой ученици в 9-ти клас на ниво област по образователни направления: Анализ на панелни данни.

	Всички (1)	Общообразователно (2)	Професионаоно (3)
$Lag_2\ Expôrts$	0.007	-0.033	0.030
	(0.052)	(0.058)	(0.079)
Годишни ФЕ	X	X	X
Областни ФЕ	X	X	X
Брой наблюдения	308	308	308

Бележки: Стандартните грешки тип Хубер-Уайт в скоби.

Анализ в годишни изменения на ниво област-направление.

Фигура 4 показва процентни изменения в прогнозирания износ на ниво област-направление между 2008 и 2020 г. по хоризонталната ос спрямо процентни изменения в броя ученици в девети клас в професионално образование на ниво област-направление, отново между 2008 и 2020 г., по вертикалната ос. Първото е изчислено чрез сумиране на прогнозираните износи по отрасли за всички отрасли, свързани с това направление. Освен това линията показва прогнозираните записвания от следната регресия в годишни изменения:

$$\%\Delta\ Nr\ enrolled_{df} = \gamma\ \%\Delta \sum_{i \in f} Expôrts_{id} + \epsilon_{df},$$

където *f* обозначава професионално направление.

Анализ на панелни данни на ниво област-направление

В пълния анализ на панелните данни изчисляваме регресия с трансформация чрез обратната функция на хиперболичния синус. Регресията е на броя ученици в професионално обучение на ниво област-направление-година върху прогнозирания годишен износ на ниво област преди 2 години на ниво област-направление и набор от фиксирани ефекти за двойки област-направление, двойки област-година и двойки направление-година. Използваме клъстеризирани стандартни грешки (стандартни грешки на Лианг-Зеглер) с клъстери на ниво област-направление и изчисляваме следния модел:

$$Nr\ enrolled_{dft} = \gamma \sum_{i \in f} Lag_2\ Expôrts_{dit} + \delta_{df} + \delta_{dt} + \delta_{ft} + \epsilon_{dft}.$$

Таблица А2 по-долу показва резултатите, където колона (1) включва само фиксирани ефекти за двойки област-специалност и година, колона (2) за област-специалност и област-година, колона (3)

за област-специалност и специалност-година, а колона (4) за област-специалност, област-година и специалност-година.

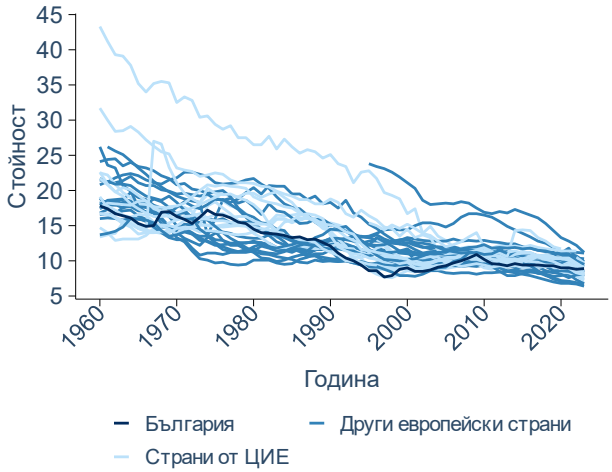
Таблица А2. Брой ученици в 9-ти клас на ниво област по направление: Анализ на панелни данни.

	(1)	(2)	(3)	(4)
$Lag_2\ Expôrts$	0.501***	0.429**	0.531***	0.328*
	(0.172)	(0.174)	(0.170)	(0.186)
Годишни ФЕ	X			
Област х Напр. ФЕ	X	X	X	X
Област х Год. ФЕ		X		X
Напр. х Год. ФЕ			X	X
Брой наблюдения	2409	2409	2409	2409

*Бележки: Стандартните грешки са в скоби и са къстеризирани с клъстери на ниво област-направление. *** означава статистическа значимост на ниво 1%, ** означава статистическа значимост на ниво 5% и * означава статистическа значимост на ниво 10%.*

Приложение към глава 6

А1. Коефициент на раждаемост



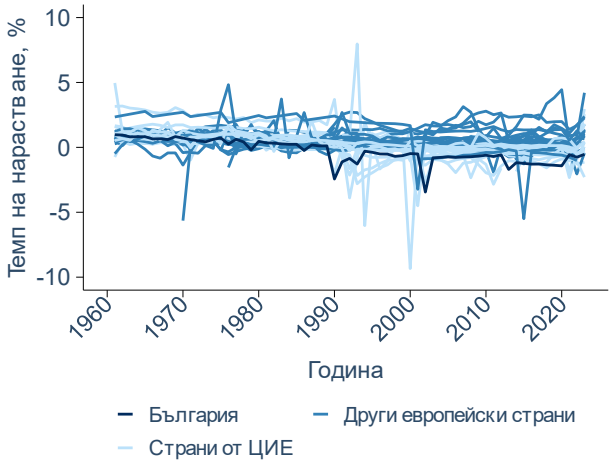
Източник: НСИ, Евростат и собствени изчисления. Коефициентът на раждаемост се определя като съотношението на броя на живородените през годината към средната численост на населението през същата година (на 1000 души).

А2. Коефициент на нетна миграция



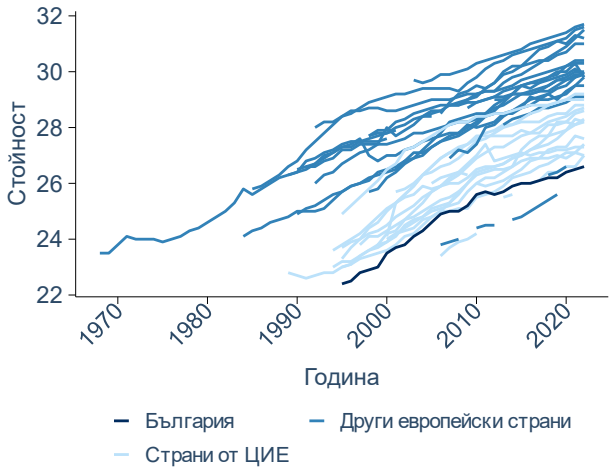
Източник: НСИ, Евростат и собствени изчисления. Коефициентът на нетна миграция се изчислява като разликата между общата промяна и естествения прираст на населението.

А3. Ръст на населението



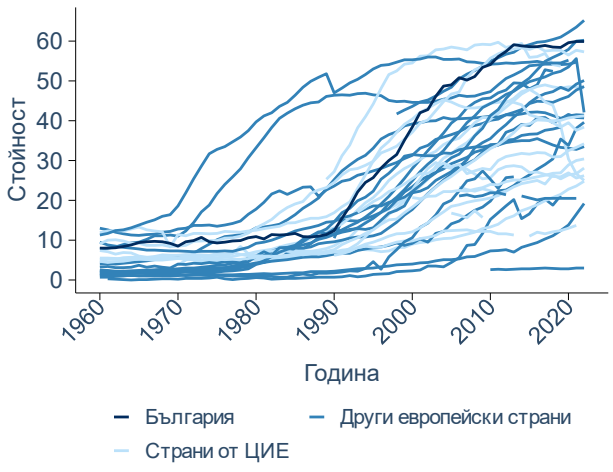
Източник: НСИ, Евростат и собствени изчисления.

A4. Средна възраст при раждане на първо дете



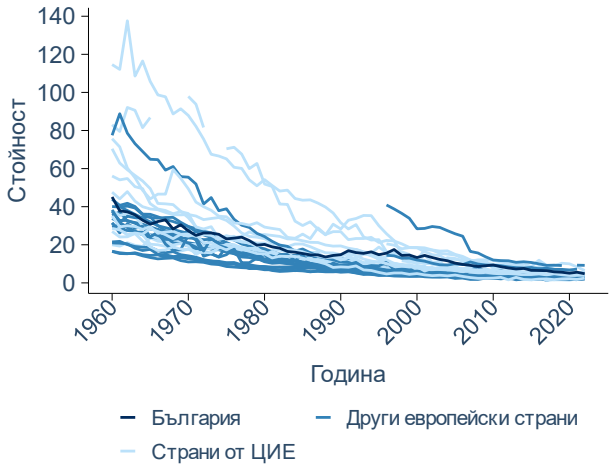
Източник: НСИ, Евростат и собствени изчисления.

A5. Дял на живородените деца извън брак



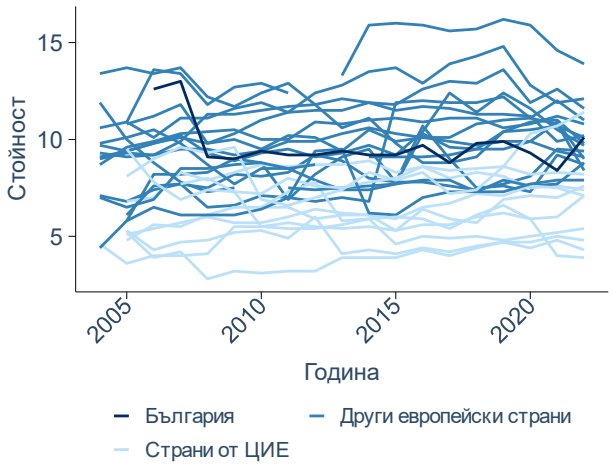
Източник: НСИ, Евростат и собствени изчисления.

А6. Коефициент на детска смъртност



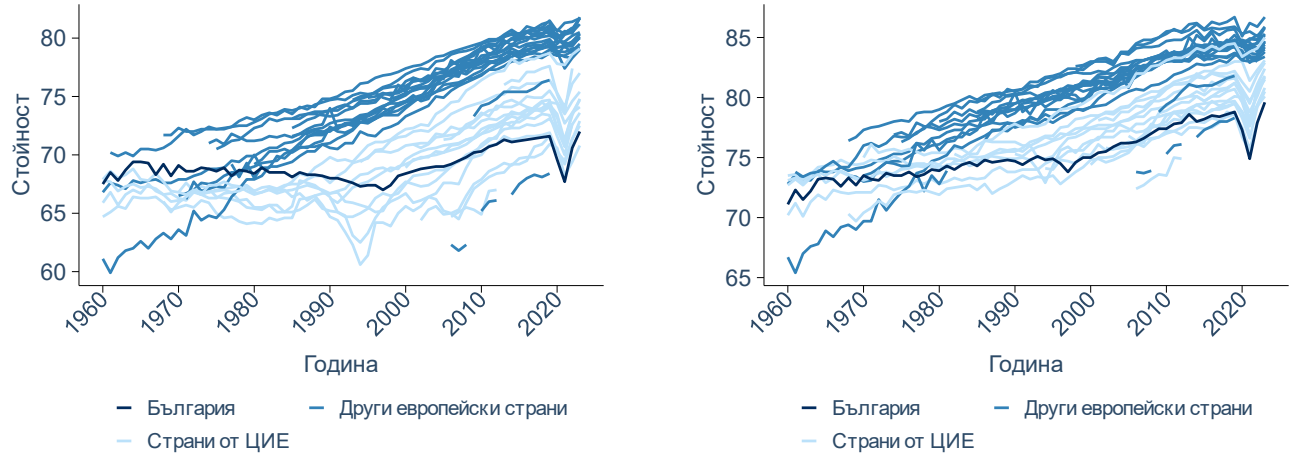
Източник: НСИ, Евростат и собствени изчисления.

А7. Години живот в добро здраве на 65-годишна възраст



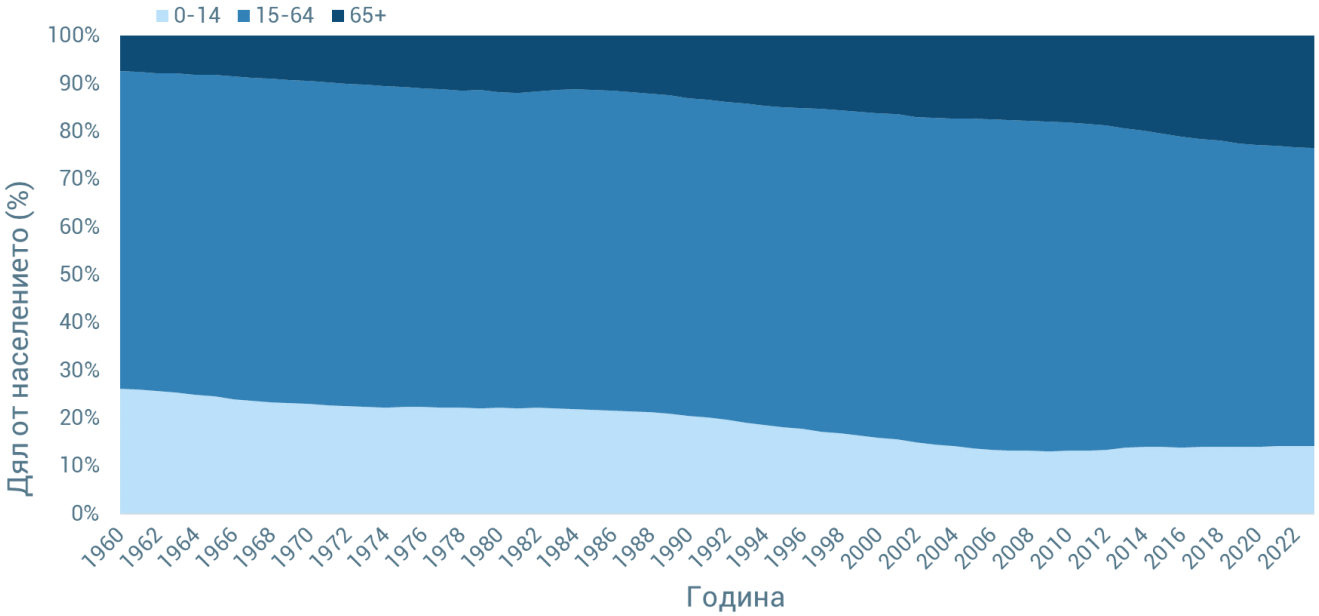
Източник: НСИ, Евростат и собствени изчисления. Индикаторът измерва броя години, които се очаква човек на 65 години да живее в добро здравословно състояние.

А8. Очаквана средна продължителност на предстоящия живот за мъже (ляв панел) и жени (десен панел).



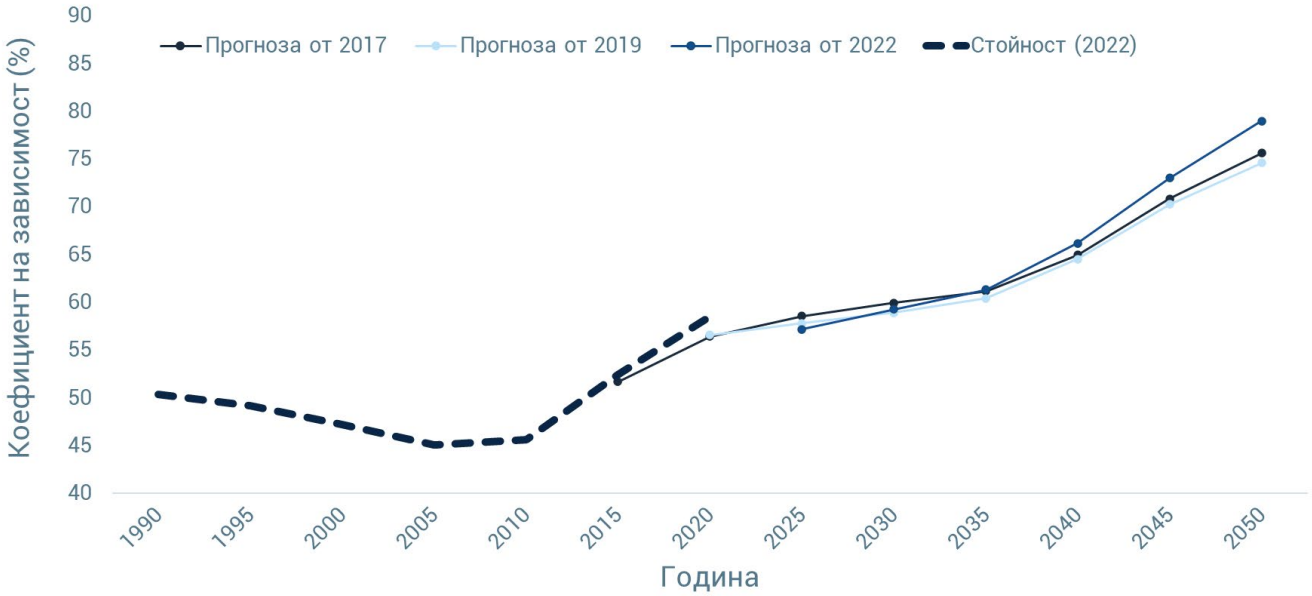
Източник: НСИ, Евростат и собствени изчисления. Средната продължителност на живота се определя като средния брой години, които едно новородено дете може да очаква да живее, ако през целия си живот следва текущите възрастово-специфични вероятности за смъртност.

А9. Структура на населението в България (по възрастови групи).



Източник: НСИ, Евростат и собствени изчисления.

А10. Прогнози за коефициента на зависимост.



Източник: ООН и собствени изчисления. Общият коефициент на възрастова зависимост е съотношението на сумата от броя на младите и броя на възрастните хора на възраст, когато и двете групи обикновено са икономически неактивни (т.е. под 15 години и на 65 и повече години), спрямо броя на хората в трудоспособна възраст (т.е. 15-64 години). Прогнозите за населението са от различни издания на прогнозите на ООН за световните демографски перспективи. Прогнозите са на основата на среден сценарии за коефициента на плодовитост.

А11. Декомпозиция на икономическия растеж в България, 2000-2021.



Източник: Conference Board и собствени изчисления.

А12. Декомпозиция на трудовите ресурси в България, 1961-2021.



Източник: Conference Board и собствени изчисления. Трудовите ресурси се измерват посредством общия брой заети лица за една година.

А13. Декомпозиция на трудовите ресурси в България, 1961-2021.



Източник: Conference Board и собствени изчисления. Трудовите ресурси се измерват посредством общия брой заети лица за една година.

Мненията, изразени във всяка от главите на настоящия доклад, са единствено на авторите на съответната глава, не ангажират по никакъв начин и не представят мнения на Съвета за икономически анализи или българската държава и нейните институции.

Членове на СИА през 2024:

- Петьо Бонев
- Гунтрам Волф
- Калоян Ганев
- Георги Камбуров
- Георги Кочарков
- Йото В. Йотов
- Пламен Ненов (Секретар на Съвета)
- Джефри Нилсен
- Ралица Симеонова-Ганева
- Теодора Цанкова

Съветът за икономически анализи изготвя независими анализи и становища по отделни въпроси относно състоянието на българската икономика, предизвикателствата и рисковете пред нея, както и възможни политики и препоръки за решаването им.

Уеб страница: **cea.egov.bg** Социални медии: **@BCEANews** **Facebook**

СЪВЕТ ЗА ИКОНОМИЧЕСКИ АНАЛИЗИ
Bulgarian Council for Economic Analyses