

ЧИСЛОВО НОРМИРАНЕ НА СКОРОСТИТЕ НА МОБИЛИЗАЦИЯ r^+ И ДЕМОБИЛИЗАЦИЯ r^- НА РАБОТНАТА РЪКА: РЕГИОНАЛЕН ПАЗАРЕН МОДЕЛ ЗА ЛИНЕЙНИТЕ КАЛЕНДАРНИ ГРАФИЦИ В БЪЛГАРИЯ

Фантина Рангелова¹, Мартин Симеонов²

NUMERICAL NORMS FOR THE WORKFORCE MOBILIZATION AND DEMOBILIZATION RATES r^+ and r^- : A REGIONAL MARKET MODEL FOR LINEAR CONSTRUCTION SCHEDULES IN BULGARIA

Fantina Rangelova, Martin Simeonov

Abstract:

The exact upper bound $k_1^{max} = (1 + \sqrt{1 - \lambda})/2$ on the manpower-diagram coefficient and the normalized index $Q = k_1^{max}/k_1$ [1] turn the assessment of linear construction schedules into a comparison against an individually attainable optimum, yet they rest on two exogenous parameters — the workforce mobilization and demobilization rate limits r^+ and r^- — for which no published numerical norms exist. We propose a fully exogenous, regionally differentiated norm computable from public data alone: $r^+ = s \cdot EC \cdot \hat{h} / 21 \cdot (uR/u_0)^{\eta} \cdot \sigma(t)$, where EC is regional construction employment (NSI/Eurostat), $\hat{h} \approx 4\%/month$ is the sectoral hires rate (JOLTS anchor, cross-checked against Bulgarian net employment dynamics), uR/u_0 is relative regional unemployment (Employment Agency), $\sigma(t)$ a seasonal modulation of the hiring flow, and s the project's share of the regional flow. Demobilization is normed through the ratio $\hat{a} = r^-/r^+$ with a dual convention: a conservative $\hat{a} = 0.7$ for the feasibility test $\lambda \leq 1$ and a central $\hat{a} = 1.3$ for computing Q . The norm reproduces the two independent anchors of [1] ($r^+ = 1.5$ and $\hat{r}^+ = 13$ workers/day) at plausible values of s , spans the two orders of magnitude observed across seven Bulgarian districts (0.09–14.5 workers/day), and is accompanied by a four-step protocol for empirical validation and recalibration.

Keywords:

manpower diagram; workforce mobilization; coefficient k_1 ; normalized index Q ; labour market; regional norms; linear construction schedule

¹ Фантина Рангелова, проф. д-р инж., катедра „Организация и икономика на строителството“, Строителен факултет, Университет по архитектура, строителство и геодезия (УАСГ), бул. „Христо Смирненски“ № 1, 1046 София, България, fantina_fce@uacg.bg

² Мартин Симеонов, инж., катедра „Организация и икономика на строителството“, Строителен факултет, Университет по архитектура, строителство и геодезия (УАСГ), бул. „Христо Смирненски“ № 1, 1046 София, България, simeonov.martin@gmail.com

1. ВЪВЕДЕНИЕ

Диаграмата на работната ръка $P(t)$ — броят работници на обекта за всеки ден — е задължителен елемент на линейните графици в българската практика, а равномерността ѝ се измерва с коефициента

$$k_1 = \frac{\bar{P}}{P_{\max}} \quad (1)$$

В придружаващата статия на Rangelova и Simeonov „An Exact Upper Bound on the Manpower-Diagram Coefficient k_1 and a Normalized Index Q for the Evaluation of Linear Construction Schedules“ [1] е изведена точна горна граница

$$k_1^{\max} = \frac{1 + \sqrt{1 - \lambda}}{2}, \quad \lambda = \frac{2\rho W}{T^2}, \quad \rho = \frac{1}{r^+} + \frac{1}{r^-} \quad (2)$$

където W е общият труд в човекодни, а T — срокът в работни дни; условието $\lambda \leq 1$ е точният критерий за осъществимост. Върху границата е дефиниран нормиран индекс

$$Q = \frac{k_1^{\max}}{k_1} \geq 1 \quad (3)$$

който отделя качеството на планирането от тежестта на проекта.

Конструкцията обаче зависи от пределните скорости на мобилизация r^+ и демобилизация r^- (работници/ден), които [1] изисква екзогенно — от ведомости на минали обекти, а не от оценяваната диаграма, за да не е проверката циркулярна. Оценителят в тръжна процедура обаче няма законов достъп до чужди ведомости (лични данни, търговска тайна), малките изпълнители рядко поддържат архиви, а публикувани норми за r^+ и r^- по наше знание не съществуват. Без числа λ , $k_1^{\max}$ и Q остават неизчислими и резултатът не достига до тръжната комисия.

Настоящата статия запълва тази празнина. Приносите са: (i) пазарен модел на мобилизационния капацитет от теорията на съчетаването, в който r^+ е дял от регионалния поток наемания (Раздел 4); (ii) калибриране изцяло от публични източници — НСИ, Евростат, Агенция по заетостта, JOLTS (Раздел 5); (iii) регионално диференцирани нормативни таблици за r^+ по области и мащаб (Табл. 3); (iv) норма за демобилизацията чрез асиметричното отношение $\hat{a} = r^-/r^+$ с двойна конвенция (Раздел 6); (v) съгласуваност с двете независими котви от [1] и числова илюстрация (Раздел 7); (vi) опровержим протокол за валидиране (Раздел 8).

Методологическият принцип е консерватизъм при несигурност: за проверката $\lambda \leq 1$ всяко спорно допускане се разрешава към по-строг тест и се декларира явно; за Q (класиране по качество) се използват централните стойности.

2. СВЪРЗАНИ ИЗСЛЕДВАНИЯ

От страната на планирането изравняването на ресурсните диаграми е класическа задача: евристиките [2, 4], оптимизационните и генетичните формулировки [3, 5], точните методи [6, 7, 9] и location-based подходът [8] изглаждат профила, но приемат ресурсните ограничения за външно зададени. Границата $k_1^{\max}$ от [1] ги поставя в центъра, но оставя самите r^+ и r^- неустойчивостени — празнината, запълвана тук.

Икономиката на труда описва точно потока на наеманията: теорията на съчетаването [10–12], кривата на Бевъридж [13] и потоковият подход [17] със статистиките JOLTS [18] и европейските свободни места [19] дават пряко измерими норми на наемане по сектори; литературата за разходите за приспособяване [14–16] обосновава асиметрията наемане/освобождаване (Раздел 6).

В строителната литература недостигът на труд в ЕС е документиран [20], предлагането се моделира със stock-flow модели [22], сезонността е сред най-силните [21], а кривите на Norden [25] описват разписания при ограничен темп на набиране; връзка между пазарните данни за наеманията и рамповите ограничения в планирането по наше знание не е публикувана.

3. ИЗИСКВАНИЯ КЪМ НОРМАТА И ОЗНАЧЕНИЯ

От [1] и тръжния контекст следват пет изисквания. (И1) Екзогенност: входовете не се извеждат от оценяваната диаграма (иначе проверката е циркулярна). (И2) Публична проверимост: всяко число е възпроизводимо от общодостъпен източник — нормата е защитима при обжалване. (И3) Диференциация по регион и мащаб: една константа за всички би повторила дефекта на фиксирания праг за k_1 [1]. (И4) Консервативност: за $\lambda \leq 1$ неопределеността се разрешава към по-строг тест. (И5) Възпроизводимост: алгоритмична процедура без експертна намеса. Означенията са в Табл. 1.

Таблица 1. Означения и мерни единици.

Символ	Описание	Мярка	Символ	Описание	Мярка
$P(t), \bar{P}, P_{\max}$	численост на работната ръка в ден t ; средна; максимална	раб.	Q	нормиран индекс, $k_1^{\max}/k_1$ [1]	—
k_1	коефициент на диаграмата, $\bar{P}/P_{\max}$	—	$E_c(R)$	заетост в строителството (сектор F) в област R	души
W	общ обем труд по КСС	чд	$\hat{h}$	месечна норма на наемане в сектора	%/мес.
T	договорен срок	раб. дни	u_R, u_0	областна и национална регистрирана безработица	%
r^+, r^-	пределни скорости на мобилизация и демобилизация	раб./ден	η	еластичност на корекцията за безработица	—
ρ	$1/r^+ + 1/r^-$	ден/раб.	$\sigma(t)$	сезонен множител на наемния поток	—
λ	интензивност на натоварване, $2\rho W/T^2$	—	s	дял на обекта от регионалния поток наемания	—
$k_1^{\max}$	горна граница на k_1 , $(1+\sqrt{(1-\lambda)})/2$ [1]	—	$\hat{a}$	нормативно отношение r^-/r^+	—

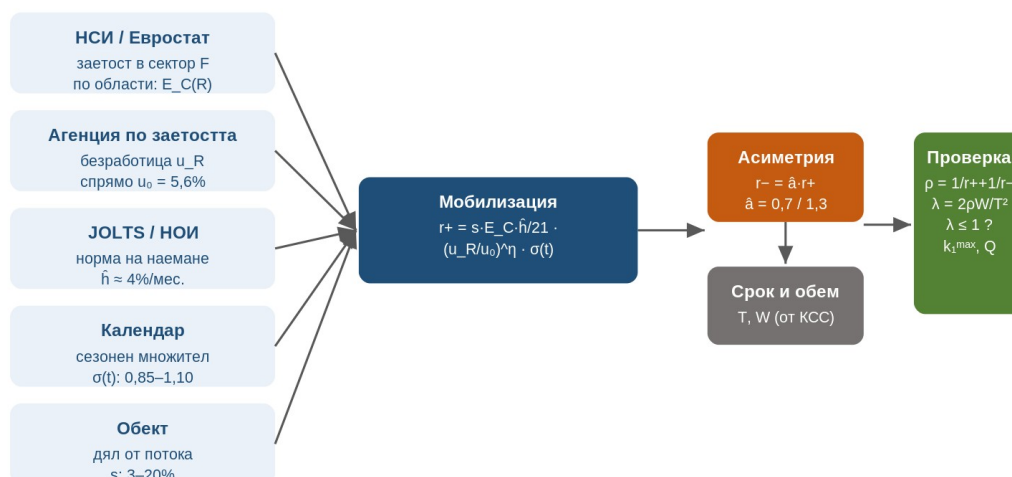
4. ПАЗАРЕН МОДЕЛ ЗА СКОРОСТТА НА МОБИЛИЗАЦИЯ

Мобилизацията не създава работници, а черпи от съществуващ поток: всяка област наема краен брой души месечно и обектът привлича само дял от него. Това дава мултипликативната норма

$$r^+(R, s, t) = s \cdot EC(R) \cdot \frac{\hat{h}}{21} \cdot \left(\frac{u_R}{u_0} \right)^\eta \cdot \sigma(t) \quad (4)$$

чиято архитектура (Фиг. 1) използва само публични, външни за оценявания график източници — (И1)–(И2) са изпълнени по конструкция.

От публични данни към проверка на графика

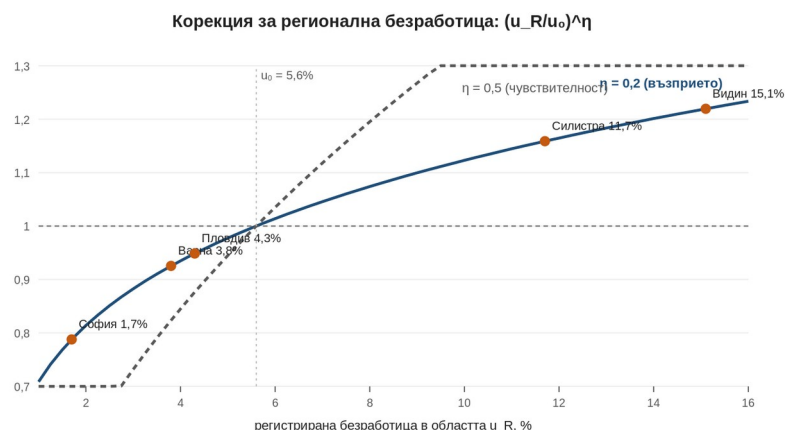


Фигура 1. Архитектура на нормата: всички входове са екзогенни спрямо оценявания график.

Регионалният поток наемания $ES \cdot \bar{h}$ е произведението на областната заетост и месечната норма на наемане; делението на 21 работни дни го привежда към дневен поток. Това е брутният поток: по [17] брутните наемания устойчиво надвишават нетния прираст неколккратно, защото текучеството генерира наемания дори при свиващ се сектор.

Делът s отразява конкуренцията с останалите строежи в областта; работни стойности: $s = 5\%$ за среден и $s = 15\%$ за голям обект (диапазон 3–20%). Високите се постигат чрез ценова премия, транспорт от съседни области и вътрешни прехвърляния; последните заобикалят пазара краткосрочно, но освободените позиции пак се запълват от регионалния поток, така че (4) остава валидна като средна норма за портфейла.

Корекцията за стегнатост $(u_R/u_0)^\eta$ отчита по-бавното наемане при ниска безработица. Еластичността на съвкупните наемания е 0,5–0,7 [10], но делът на отделния обект е по-малко еластичен, защото фирмите компенсират с премии и прехвърляния; затова консервативно $\eta = 0,2$, при което корекцията е в тесни граници — от 0,79 за София до 1,22 за Видин (Фиг. 2); чувствителността при $\eta = 0,5$ е на същата фигура.



Фигура 2. Корекционен фактор $(u_R/u_0)^\eta$ при $\eta = 0,2$ (плътна линия) и $\eta = 0,5$ (пунктир, анализ на чувствителността); точките отбелязват области по данни на Агенцията по заетостта [29].

Сезонният множител $\sigma(t)$ модулира потока по месец. Списъчният брой наети в сектор F (НСИ, 2025 г.) показва плосък запас — амплитуда около 2,5% [26], — но сезонността на потока наемания е по-силна: в САЩ строителството е с най-голяма сезонна амплитуда [21], а потокът реагира преди запаса. Възприемаме умерен диапазон $\sigma \in [0,85; 1,10]$; за проверки без известна дата се използва $\sigma = 1$.

5. КАЛИБРИРАНЕ С БЪЛГАРСКИ ДАННИ

Областна заетост ЕС. НСИ не публикува наетите по сектор F в областен разрез, затова използваме регионалните сметки (Евростат, заетост по NUTS-3, 2023 г. [27]) — последната година с областна разбивка. Данните за седем илюстративни области са в Табл. 2 и на Фиг. 3: една трета от секторната заетост е в София, а съотношението най-голяма/най-малка област надхвърля 80:1. Сметките обхващат всички заети (вкл. самонаети) — 203,6 хил. за 2024 г. срещу 139,6 хил. по трудово правоотношение към март 2026 г. [26]; консервативен вариант с ЕС по наети се получава с множител $\approx 0,67$.

Таблица 2. Входни данни по области: заетост в сектор F (2023 г., регионални сметки [27]) и регистрирана безработица (средномесечно, I трим. 2025 г. [29]); $u_0 = 5,6\%$.

Област	Ес, хил. души	u_R , %	$(u_R/u_0)^{0,2}$
София (столица)	64,2	1,7	0,79
Варна	18,4	3,8	0,93
Пловдив	17,6	4,3	0,95
Бургас	14,0	— *	1,00
Смолян	3,2	— *	1,00
Силистра	1,4	11,7	1,16
Видин	0,8	15,1	1,22

* При липса на потвърдена областна стойност е приета националната (фактор 1,00) — консервативно неутрален избор.



Фигура 3. Заетост в строителството по области ЕС(R), 2023 г., хил. души (Евростат, регионални сметки [27]).

Норма на наемане $\hat{h}$. Пряко българско измерване на brutния поток по сектори не е публично (НАП не публикува агрегати на уведомленията по чл. 62, ал. 5 КТ, а НОИ — само запаса на осигурените), затова котвата идва от най-добре измерения аналог — JOLTS [18]: норма на наемане в строителството на САЩ средно 4,0%/мес. за 2025 г. (диапазон 3,6–6,5% за 2015–2025). Преносът е съвместим с българската нетна динамика: тримесечният нетен прираст на наетите в сектор F е +2,0–4,1% [26], което при типичните брутен/нетен съотношения [17] имплицира брутна норма от същия порядък. Работната стойност е $\hat{h} = 4\%/мес.$ (интервал [3; 6]); точното българско измерване е стъпка K1 (Раздел

8). Косвено: коефициентът на свободните места в българското строителство е едва 0,5% при 2,9% за ЕС [30] — слабо използване на формалните канали за обявяване.

Резултат. Заместването на Табл. 2 в (4) при $\sigma = 1$ дава Табл. 3 (вж. и Фиг. 4). Диференциацията е драстична — два порядъка между София и Видин — и именно тя оправдава нормата: всяка национална константа би била твърде строга за столицата и твърде щедра за малките области.

Таблица 3. Нормативни стойности на рамповите коефициенти по области (раб./ден; $\hat{h} = 4\%/мес.$, $\sigma = 1$, корекция за безработица по Табл. 2). Демобилизация и ρ — при централно $\hat{a} = 1,3$ и $s = 5\%$.

Област	r^+ ($s = 5\%$)	r^+ ($s = 15\%$)	$r^- = \hat{a} \cdot r^+$	ρ , ден/раб.
София (столица)	4,8	14,5	6,3	0,37
Варна	1,6	4,9	2,1	1,09
Пловдив	1,6	4,8	2,1	1,11
Бургас	1,3	4,0	1,7	1,33
Смолян	0,30	0,91	0,39	5,90
Силистра	0,15	0,46	0,20	11,4
Видин	0,09	0,28	0,12	19,0



Фигура 4. Регионална норма r^+ при среден ($s = 5\%$) и голям ($s = 15\%$) обект, с корекция за безработица; логаритмична скала. Диапазонът обхваща два порядъка: от 0,09 (Видин) до 14,5 (София) раб./ден.

6. ДЕМОБИЛИЗАЦИЯТА И АСИМЕТРИЧНАТА ДВОЙКА

Демобилизацията не зависи от кандидати на пазара, а от административни действия на изпълнителя — приключване на срочни договори, прехвърляне на бригади, оформяне на напускания. Затова r^- се нормира не самостоятелно, а чрез отношението $\hat{a} = r^-/r^+$, в съгласие с литературата за асиметричните разходи за приспособяване, според която разходите за наемане и освобождаване са системно различни [14–16].

Посоката на асиметрията не е еднозначна: в [1] презумпцията е $r^- > r^+$, но портфейлната оценка от Експеримент Б в същата статия дава обратното — $\hat{r}^+ = 13 > \hat{r}^- = 9$ раб./ден ($a \approx 0,69 < 1$). Асиметрията зависи от режима: при изобилен пазар и еднократни обекти демобилизацията е по-бърза, а при портфейлно изпълнение с поетапно затваряне на фронтове освобождаването е разтеглено. Затова $\hat{a}$ не бива да се фиксира като универсална константа.

Възприемаме двойна конвенция: за проверката $\lambda \leq 1$ — консервативното $\hat{a} = 0,7$ (съвместимо с портфейлната котва; множител $1 + 1/\hat{a} = 2,43$, по-голямо ρ , по-строг тест, И4); за Q — централното $\hat{a} = 1,3$ (еднообектен режим, множител 1,77). Пълната редукция е

$$\rho = \frac{1}{r^+} + \frac{1}{r^-} = \frac{1 + \frac{1}{\hat{a}}}{r^+} \quad (5)$$

Еластичностите на ρ са $\partial \ln \rho / \partial \ln r^+ = -a/(1+a)$ срещу $\partial \ln \rho / \partial \ln r^- = -1/(1+a)$: при $a \geq 0,7$ грешка в r^+ тежи поне колкото същата грешка в r^- — оправдание калибрационното усилие да се концентрира върху мобилизационната страна (Раздел 4).

7. СЪГЛАСУВАНOST С НЕЗАВИСИМИТЕ КОТВИ И ЧИСЛОВА ИЛЮСТРАЦИЯ

В [1] има две независими числови котви, непроеводни от модела. Котва А е работният пример: среден обект с $r^+ = 1,5$ раб./ден; формула (4) за среден обект ($s = 5\%$) във Варна или Пловдив дава 1,59–1,62 — отклонение под 8%. Котва Б е портфейлната оценка от Експеримент Б: $\hat{r}^+ = 13$ раб./ден; формулата я възпроизвежда за голям обект в София при $s = 13,5\%$ (Фиг. 5). Двете котви са твърде малко, за да калибрират модела, и служат само като тест за порядък; същинската валидация е Раздел 8.

Разлагане на формулата: голям обект в София (котва Б)



Котва А: среден обект ($s = 5\%$) във Варна → $r^+ = 1,62 \approx 1,5$ раб./ден (работният пример в [1])

Фигура 5. Разлагане на формула (1) за голям обект в София (столица): възпроизвеждане на портфейлната котва $\hat{r}^+ = 13$ раб./ден от [1].

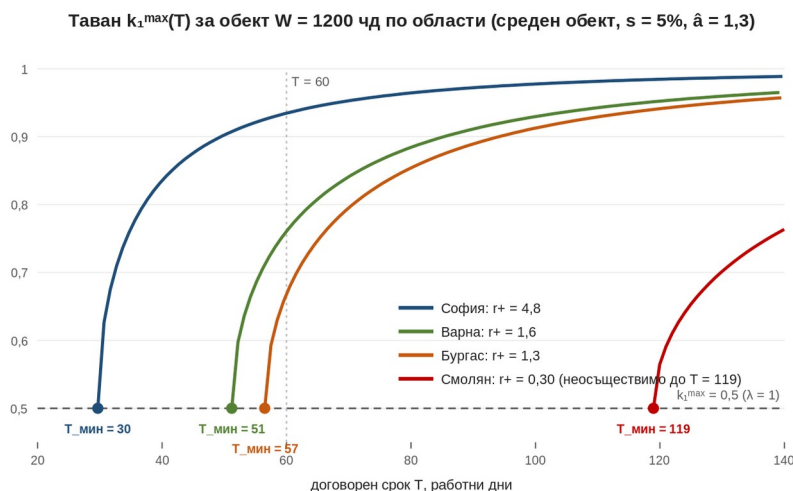
Числова илюстрация. За обекта от работния пример в [1]: $W = 1200$ чд, $T = 60$ дни, среден обект ($s = 5\%$). Осъществимостта изисква $\rho \leq T^2/2W = 1,5$ ден/раб., т.е. $r^+ \geq 1,62$ при $\hat{a} = 0,7$ и $r^+ \geq 1,18$ при $\hat{a} = 1,3$. Табл. 4 дава λ по области. В София обектът е лесен ($\lambda \leq 0,34$); във Варна консервативната проверка е точно на границата $\lambda = 0,998$ — осъществим без резерв; в Пловдив и Бургас консервативната конвенция отхвърля, а централната приема — случай, в който комисията следва да изиска доказателства за мобилизационен капацитет; в малките области графикът е неосъществим при всякакви правдоподобни параметри.

Таблица 4. Проверка за осъществимост на обекта от работния пример в [1] ($W = 1200$ чд, $T = 60$ раб. дни; среден обект, $s = 5\%$).

Област	$\lambda (\hat{a} = 1,3)$	$\lambda (\hat{a} = 0,7)$	Оценка
София (столица)	0,25	0,34	осъществим, голям резерв
Варна	0,73	1,00	на самата граница

Област	$\lambda (\hat{a} = 1,3)$	$\lambda (\hat{a} = 0,7)$	Оценка
Пловдив	0,74	1,02	изискват се доказателства
Бургас	0,89	1,21	изискват се доказателства
Смолян	3,87	5,31	неосъществим
Силистра	7,63	10,5	неосъществим
Видин	12,7	17,4	неосъществим

Фиг. 6 обобщава същото като криви $k_1^{\max}(T)$: минималният осъществим срок $T_{\min} = \sqrt{(2\rho W)}$ за същия обект е 30 работни дни в София, 51–57 във Варна и Бургас и 119 в Смолян. Една и съща сграда сменя категорията си — лесна, гранична, невъзможна — единствено според местния пазар; фиксираният праг за k_1 игнорира точно това.



Фигура 6. Таванът $k_1^{\max}(T)$ за обект с $W = 1200$ чд (среден обект, $s = 5\%$, централно $\hat{a} = 1,3$) в четири области: $T_{\min} = 30$ (София), 51 (Варна), 57 (Бургас), 119 (Смолян) раб. дни.

Процедура за оценителя. (1) От КСС и офертата се четат W и T ; от обявлението — областта и мащабът, който фиксира s (обявен предварително в методиката). (2) От Табл. 3 се взема r^+ ; изчислява се ρ по (5) с $\hat{a} = 0,7$ и се проверява $\lambda \leq 1$. (3) При $\lambda > 1$ графикът се отхвърля или се изискват доказателства за по-висок капацитет (договори с подизпълнители, поименни бригади, ведомости). (4) При $\lambda \leq 1$ се изчисляват $k_1^{\max}$ и Q с $\hat{a} = 1,3$ и оценяването продължава по критерия Q [1].

8. ПРОТОКОЛ ЗА ЕМПИРИЧНО ВАЛИДИРАНЕ

Формула (4) е добре обоснована, но $\hat{h}$ и s са калибрирани по пренос и котви. Предлагаме четиристъпков опровержим протокол. **(К1) Българско измерване на $\hat{h}$:** по реда на достъпа до обществена информация или чрез НОИ/НАП се иска анонимизиран месечен агрегат на новите трудови договори (чл. 62, ал. 5 КТ [33]) в сектор F по области за 2022–2025 г.; нормата се приема само при $\hat{h} \in [2; 8]\%$ /мес. **(К2) Бектест по ведомости:** върху ≥ 20 завършени обекта прогнозите на (4) се съпоставят с наблюдаваните максимални 5-дневни приращения; критерий — медианно отклонение под двукратно ($|\Delta \ln| \leq \ln 2$). **(К3) Тест на асиметрията:** делът на обектите с $a = \hat{r}^-/\hat{r}^+ \in [0,7; 2,0]$ да е $\geq 80\%$ и консервативното $\hat{a} = 0,7$ да не обявява нито един реален график за неосъществим. **(К4) Регионален градиент:** ранговата корелация на Spearman между обектовите рампи и областната ЕС да е $\rho \geq 0,5$. Протоколът допълва програмата от Раздел 9 на [1]: T1–T3 там проверяват границата и Q , а K1–K4 — входовете им.

9. ОГРАНИЧЕНИЯ

Първо, котвата $\hat{h}$ е пренос от американската статистика; до изпълнението на (K1) несигурността $\hat{h}$ е от порядъка $\pm 50\%$ и влиза мултипликативно в r^+ . Второ, ЕС по регионални сметки включва самонаетите; вариантът по наети лица е около една трета по-нисък — изборът се фиксира в методиката. Трето, делът s не е наблюдаем *ex ante* — да се обявява предварително по мащаб. Четвърто, неформалната заетост и подизпълнителските вериги [20] правят формалния поток подценка на реалния ресурс — $\lambda \leq 1$ става по-строг, а Q по-щедър. Пето, корекцията за безработица ползва непълни областни данни (две от седем — национална стойност), а $\eta = 0,2$ е конвенция. Шесто, моделът наследява ограниченията на [1]: агрегирана работна ръка и постоянни рампи; $\sigma(t)$ е първа стъпка отвъд второто.

10. ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Покажахме, че екзогенните входове на границата $k_1^{\max}$ и индекса Q от [1] — скоростите r^+ и r^- — могат да бъдат нормирани числово изцяло от публични данни: регионалната заетост, нормата на наемане, относителната безработица и сезонността определят r^+ чрез (4), а асиметричното $\hat{a}$ с двойна конвенция (0,7 за осъществимост, 1,3 за Q) допълва ρ . Нормата е екзогенна, публично проверяема, диференцирана по регион и мащаб, консервативна и възпроизвежда котвите от [1]. Един и същ обект е лесен в София, граничен във Варна и неосъществим в Смолян — разлика, която никое фиксирано правило за k_1 не изразява. Следващата стъпка е протоколът K1–K4, преди всичко българското измерване на нормата на наемане.

Възпроизводимост. Всички таблици и фигури се възпроизвеждат детерминирано от цитираните публични източници и формули (1)–(2); изчислителните скриптове са достъпни от автора при поискване.

ЛИТЕРАТУРА

- [1] Rangelova, F.; Simeonov, M. An Exact Upper Bound on the Manpower-Diagram Coefficient k_1 and a Normalized Index Q for the Evaluation of Linear Construction Schedules. Engineering Proceedings (MDPI); XIV International Conference DCB'2026, Varna, Bulgaria, 2026 (под печат).
- [2] Burgess, A. R., Killebrew, J. B. Variation in activity level on a cyclical arrow diagram. J. Ind. Eng., 13(2), 1962, 76–83.
- [3] Easa, S. M. Resource leveling in construction by optimization. J. Constr. Eng. Manag., 115(2), 1989, 302–316.
- [4] Harris, R. B. Packing method for resource leveling (PACK). J. Constr. Eng. Manag., 116(2), 1990, 331–350.
- [5] Hegazy, T. Optimization of resource allocation and leveling using genetic algorithms. J. Constr. Eng. Manag., 125(3), 1999, 167–175.
- [6] Neumann, K., Zimmermann, J. Procedures for resource leveling and net present value problems in project scheduling with general temporal and resource constraints. Eur. J. Oper. Res., 127, 2000, 425–443.
- [7] Gather, T., Zimmermann, J., Bartels, J.-H. Exact methods for the resource levelling problem. J. Sched., 14(6), 2011, 557–569.
- [8] Kenley, R., Seppänen, O. Location-Based Management for Construction: Planning, Scheduling and Control. Spon Press, 2010.
- [9] Engelhardt, H., Zimmermann, J. Lower bounds and exact methods for resource levelling problems. Report WIOR-517, University of Karlsruhe, 1998.

- [10] Petrongolo, B., Pissarides, C. A. Looking into the black box: A survey of the matching function. *J. Econ. Lit.*, 39(2), 2001, 390–431.
- [11] Pissarides, C. A. *Equilibrium Unemployment Theory*. 2nd ed. MIT Press, Cambridge, MA, 2000.
- [12] Mortensen, D. T., Pissarides, C. A. Job creation and job destruction in the theory of unemployment. *Rev. Econ. Stud.*, 61(3), 1994, 397–415.
- [13] Blanchard, O. J., Diamond, P. The Beveridge curve. *Brook. Pap. Econ. Act.*, 1989(1), 1989, 1–76.
- [14] Hamermesh, D. S. Labor demand and the structure of adjustment costs. *Am. Econ. Rev.*, 79(4), 1989, 674–689.
- [15] Hamermesh, D. S., Pfann, G. A. Adjustment costs in factor demand. *J. Econ. Lit.*, 34(3), 1996, 1264–1292.
- [16] Pfann, G. A., Palm, F. C. Asymmetric adjustment costs in non-linear labour demand models for the Netherlands and U.K. manufacturing sectors. *Rev. Econ. Stud.*, 60(2), 1993, 397–412.
- [17] Davis, S. J., Faberman, R. J., Haltiwanger, J. The flow approach to labor markets: New data sources and micro–macro links. *J. Econ. Perspect.*, 20(3), 2006, 3–26.
- [18] U.S. Bureau of Labor Statistics. Job Openings and Labor Turnover Survey. In: *Handbook of Methods*. BLS, Washington, DC. <https://www.bls.gov>
- [19] Eurostat. Job vacancy statistics (jvs) — ESMS reference metadata.
- [20] Brucker Juricic, B., Galić, M., Marenjak, S. Review of the construction labour demand and shortages in the EU. *Buildings*, 11(1), 2021, 17.
- [21] Geremew, M., Gourio, F. Seasonal and business cycles of U.S. employment. *Econ. Perspect. (FRB Chicago)*, 42(3), 2018, 1–28.
- [22] Sing, C. P., Love, P. E. D., Tam, C. M. Stock-flow model for forecasting labor supply. *J. Constr. Eng. Manag.*, 138(6), 2012, 707–715.
- [23] Menesi, W., Hegazy, T. Multimode resource-constrained scheduling and leveling for practical-size projects. *J. Manag. Eng.*, 31(6), 2015, 04014092.
- [24] Liu, S.-S., Wang, C.-J. Optimizing linear project scheduling with multi-skilled crews. *Autom. Constr.*, 24, 2012, 16–23.
- [25] Norden, P. V. Curve fitting for a model of applied research and development scheduling. *IBM J. Res. Dev.*, 2(3), 1958, 232–248.
- [26] НСИ. Наети лица и средна работна заплата (тримесечни пресъобщения, I трим. 2025 — I трим. 2026).
- [27] Евростат. Employment by NUTS 3 regions and NACE Rev. 2 activity (nama_10r_3empers).
- [28] Евростат. Unemployment rates by NUTS 2 regions (lfst_r_lfu3rt); НСИ. Безработни лица и коефициенти на безработица по области.
- [29] МТСП. Кратък анализ на пазара на труда, I тримесечие на 2025 г. <https://www.mlsp.government.bg/>
- [30] Евростат. Job vacancy rate by NACE Rev. 2 activity (jvs_q_nace2).
- [31] Камара на строителите в България. Централен професионален регистър на строителя — справки. <https://register.ksb.bg/>
- [32] Наредба № РД-07-2 от 16.12.2009 г. за условията и реда за провеждането на периодично обучение и инструктаж на работниците и служителите по правилата за осигуряване на здравословни и безопасни условия на труд. ДВ, бр. 102/2009.
- [33] Кодекс на труда (чл. 62, ал. 5; чл. 68; чл. 120; чл. 325; чл. 326). Обн. ДВ, бр. 26 и 27/1986, с изм. и доп.