

УДК 614.253:614.21:339.137

*I.B. Яремина*

*Вінницький національний медичний університет імені М.І. Пирогова*

## **ВИВЧЕННЯ ВПЛИВУ КОНКУРЕНЦІЇ НА ТРИВАЛІСТЬ ПЕРЕБУВАННЯ ХВОРОГО У СТАЦІОНАРІ НА ОСНОВІ НАТУРНОГО ЕКСПЕРИМЕНТУ**

Використовуючи різкі зміни в інтенсивності навантажень лікарів стаціонарних відділень, які лише зростали за період спостереження, ми мали достатнє статистичне підґрунтя для перевірки гіпотези щодо зміни клінічної практики, обґрунтованої з позицій економетрії. У разі дії теорії маргінального прибутку як мотиваційної для лікарів стаціонарів і зважаючи на можливість медичного персоналу маніпулювати обсягом послуг для максимізації маргінального прибутку, ми очікуємо зменшення терміну перебування у стаціонарі пацієнтів як відповідь на збільшення кількості пацієнтів на лікаря. Це явище, зворотне до зростання конкуренції, спонукає лікаря до більш ретельної організації лікувального процесу, а пацієнта до більшого «вкладу», що підтримує збільшення тривалості перебування хворого в стаціонарі.

**Ключові слова:** конкуренція за хворого, стаціонарна допомога, поведінка лікаря.

В Україні, зокрема в м. Вінниці, зростає конкуренція за хворого, що викликано розвитком мережі закладів приватної медицини, які, зокрема, надають спектр діагностичних і лікувальних послуг не гіршої якості і комфорту, ніж в медичних стаціонарних закладах. Також зростає тиск амбулаторних медичних послуг, які внаслідок більш ефективної медикаментозної терапії та стаціонарозамісних послуг «витісняють» стаціонарну допомогу [1, 2]. Крім того, проводиться штучне зменшення обсягів стаціонарної допомоги із-за медичної реформи, згідно з якою вводиться фільтр на рівні первинної медико-санітарної допомоги (ПМСД), який «струмує» звернення пацієнтів до стаціонара і спеціалістів і фактично спонукає до звернень у приватні медичні заклади. Як відповідь, простежується нелегітимна, проте раціональна з економічних позицій поведінка стаціонарів до обслуговування пацієнтів.

На основі аналізу теоретичної моделі поведінки лікаря («максимізація маргінальної вигоди») в конкурентному середовищі, де лікар стаціонара реагує на економічні стимули раціонально, передбачається зменшення клінічних годин роботи як відповідь на ріст конкуренції. Лікар переключається на виконання функцій, які сприяють підвищенню якості лікувального процесу за рахунок збільшення

часу надання послуги. Передбачається ефект збільшення середньої тривалості перебування в стаціонарі.

**Матеріал і методи.** З метою перевірки гіпотези очікуваного зменшення середньої тривалості лікування при збільшенні навантаження на лікаря стаціонара використано натурний експеримент.

Нами обґрунтована теоретична модель, однак її основні висновки відштовхуються від класичної функції утиліт лікаря та кривої бюджетних обмежень. Це вдалося зробити в загальному вигляді, без звужень додатковими припущеннями. Висновки теоретичної моделі перевірені емпірично за показниками роботи відділень стаціонарів м. Вінниці протягом 1999–2012 рр.

Проведено збір стратифікованих панельних даних щодо випадків госпіталізації. Проте для покращення потужності дослідження в роки імплементації реформи (2010–2012 рр.) і збільшення потужності контрасту «до і після» випадки госпіталізації в 2008–2009 рр. були теж включені суцільним методом. Усього було розглянуто 2680 випадків госпіталізації.

Ми описали двохстанову транзиторну модель, яка дозволяє ідентифікувати і оцінити вплив змін конкурентного середовища на два наслідки: інтенсивність (вірогідність) випису-

© I.B. Яремина, 2015

вання із стаціонара і повторної госпіталізації до того ж відділення і з приводу того ж захворювання.

**Результати.** Результати представлені в зручній для інтерпретації формі, а саме у вигляді оцінок моделі акселерації ATF. При від'ємному значенні коефіцієнта  $\beta$  очікувана тривалість стану скорочується, при позитивному збільшується і залишається незмінною при нульовому значенні  $\beta$ . Вибір саме Z-статистики обумовлений тим, що модель Мейера забезпечує асимптоматично нормальні оцінщики за умови використання великого масиву даних.

Для зручності інтерпретації ми наводимо експоненти  $\beta$ -коефіцієнтів, тобто  $\phi = \exp(\beta)$ , так звані ефекти акселерації, опустивши похибки та відповідні центилі Z-розподілу тестової статистики. Ми апробували кілька специфікацій моделі. В першій спрощеній (базовій) моделі ми оцінили лише фіксовані ефекти і опустили компоненту фрейлті. У другій моделі врахували гетерогенності пацієнтів і

лікарів через компоненту фрейлті. В третій моделі виділили окремо гетерогенність пацієнтів через компоненту фрейлті і гетерогенність лікарів через стратифікацію функції ризику. Таким чином, найбільше «очищення» ефектів, а отже тестування гіпотези, досягалось в найбільш структурованій третій моделі.

Перша модель має параметр шкалювання розподілу Вейбулла (Scale)  $\theta = 0,378$ , який є високосуттєвим ( $p < 0,0001$ ), що вказує на існування суттєвої індивідуальної варіації тривалості перебування у стаціонарі від пацієнта до пацієнта. Оцінювання здійснювали методом парціальної правдоподібності (PML). Для отримання оцінок було використано сім ітерацій алгоритму Ньютона–Рафсона. Інформаційні характеристики першої моделі свідчать про гарну детермінацію тривалості перебування у стаціонарі базовою моделлю (табл. 1), зокрема приріст функції правдоподібності при порівнянні нульової моделі (включено лише середню очікувану трива-

*Таблиця 1. Інформаційні характеристики трьох специфікацій моделі акселерації тривалості перебування у стаціонарі*

Інформаційні характеристики	Модель		
	перша	друга	третя
Метод оцінювання параметрів	PML	PL	PL
N ітерацій Ньютона–Рафсона	7	124	223
N зовнішніх ітерацій	-0	10	10
Loglikelihood (повна модель)	-8171,1	-4168,9	-3895,0
Loglikelihood (лише константа)	-8486,1	-8486,1	-8431,9
$\chi^2(df)$	315 (56) *	4317,2 (2095)*	4536,9 (2144)
Фрейлті (гамма):			
$\chi^2(df)$		99905 (2039)*	154000 (2088)*
Дисперсія		0,616	0,791
Ефект стратифікації:			
Параметр шкалювання $\theta$	0,378	0,0916	0,0701 0,065 0,01042 0,068 6,0,0288 0,093 7,0,0481 0,064 5
LR		8004*	(№1) 8552* (№2) 548*

*Примітка.* \* Позначені тестові статистики з  $p < 0,0001$ .

лість через константу) з повною склав 315, що за 56 ступенями свободи має праву площу розподілу  $\chi^2(56)$ , меншу 0,00001 ( $p<0,0001$ ).

Друга модель має значно кращі за першу інформаційні характеристики. Для оцінки використані внутрішні (124) і зовнішні (10) ітерації. Для оптимізації задіяний метод штрафної правдоподібності (PL), який на внутрішніх ітераціях оптимізує вектор оцінок  $\beta$ , тоді як на зовнішніх «профілює» параметри фрейлті. Спостерігається набагато більший приріст функції правдоподібності при порівнянні нульової моделі з повною,  $\chi^2(2095) = 4317$  з  $p<0,0001$ .

Новими термінами таблиці є присутність фрейлті з дисперсією 0,616. Фрейлті компонента високо достовірна,  $\chi^2(2039) = 99905$  з  $p<0,0001$ , вона власне і обумовлює значний приріст інформативності. Проте для вивіряної статистичної оцінки виправданості ускладнення моделі включенням фрейлті є тест співвідношення правдоподібностей (*likelihood ratio*, LR). Справа у тому, що класичний тест  $\chi^2$  не коректний для співставлення моделей, тому що перша модель не є «гніздовою» щодо мікст-моделі другої. Насправді нульовий розподіл тестової статистики не є звичайним  $\chi^2(1)$ , а є 50 : 50 гіперпозицією  $\chi^2(0)$  з нульовою точкою маси і  $\chi^2(1)$ , тобто тест є граничним (*boundary test*). Отримане значення LR-тесту (8004) є високодостовірним, тобто вказує на достовірно кращі описові властивості другої моделі порівняно з першою. Параметр шкалювання значно зменшився (до 0,0916), завдячуючи індивідуальним варіаціям перебування у стаціонарі фрейлті.

Третя модель ще більше структурує модель, бо виокремлює гетерогенність пацієнтів у фрейлті компонента, а гетерогенність лікуючих лікарів – у набір параметрів шкалювання гамма-розподілу (ефект стратифікації). Спостерігається ще більший приріст функції правдоподібності при порівнянні нульової

моделі з повною,  $\chi^2(2144) = 4537$  з  $p<0,0001$ . Цікаво, що дисперсія індивідуальних значень фрейлті зросла порівняно з другою моделлю до 0,791, можливо, через порушення стійких змичок «пацієнт–лікар», тобто відсутність рандомізації розподілу пацієнтів по лікарях. Достовірність дисперсії фрейлті навіть збільшилася,  $\chi^2(2088) = 154000$  з  $p<0,0001$ . Параметр шкалювання тепер представлений зваженою сумою параметрів шкалювання по восьмох стратах, утворених схожими «уподобаннями» лікарів. Отримане значення LR-тесту (8552) співставлення з такими першою моделі є високодостовірним, тобто вказує на достовірно кращі описові властивості третьої моделі порівняно з першою. Порівняння з другою моделлю дає високодостовірне значення LR-тесту 548 всього на сімох ступенях свободи (сім додаткових параметрів шкалювання).

Константа показує базову очікувану тривалість перебування у стаціонарі за базовими значеннями факторів, за які приймались початкові градації факторів, що сприяли ранньому виписуванню пацієнтів. Значення базової очікуваної тривалості перебування у стаціонарі співпадали за різними специфікаціями і досягали 7 днів. За результатами всіх специфікацій очікувана тривалість перебування в терапевтичних відділеннях була меншою на 20 % за таку в спеціалізованих відділеннях після вирівнювання на гетерогенності пацієнтів і лікарів з  $p=0,021$  (третя модель), табл. 2.

**Обговорення результатів.** Методом соціологічного дослідження було зібрано інформацію про порядок епізоду госпіталізації за основним захворюванням. Переважна більшість респондентів вказали на первинність епізоду, а саме 1355 осіб, тобто 50,56 %. Про другий епізод заявило 807 осіб (30,11 %), про третій – 437 (16,31 %), четвертий – 21 (0,78 %). Ми врахували цю змінну як «прокси» для

*Таблиця 2. Розподіл випадків госпіталізації у терапевтичне відділення за роками дослідження (стратами)*

Спосіб утворення страт	Рік	Кількість у вибірці	Кількість всього
Рандомізований відбір	2008	71	876
Суцільний масив	2009	1042	1042
	2010	1066	1066
	2011*	489	1185
	2012 <sup>#</sup> (січень)	12	

*Примітка.* \* Випадки госпіталізації в терапевтичне відділення № 1; <sup>#</sup> включені закінчені випадки стаціонарного лікування.

оцінки стажу захворювання, з приводу якого здійснювалась госпіталізація.

Важливими предикторами тривалості лікування є вік пацієнта і важкість стану на момент госпіталізації. Включення цих змінних до моделі дозволяє як перевірити змістовність даних, так і очистити тестування основної гіпотези від можливих зміщень внаслідок змішування. Оскільки самі предиктори гіпотетично корельовані (особи старшого віку мають важчий стан при госпіталізації), ми верифікували наявність закономірності на зібраних даних шляхом крос-класифікації. Логічне припущення підтверджується даними, а саме тестова статистика хі-квадрат на 12 ступенях свободи продемонструвала високу достовірність ( $p<0,0001$ ) прямого зв'язку. Видно, що легкий стан був у 13,25 % осіб віком до 30 років, тоді як серед осіб старше 70 – лише у 1,42 %. Склад пацієнтів у вікових групах свідчить про переважання госпіталізованих у віці старше 50 років. Особи старше 70 років складали 26,27 %, тобто кожний четвертий. Щодо важкості стану на момент госпіталізації, переважали особи з середнім (60,41 %) і важким (35,22 %) станами.

Іншим фактором, який визначає термін перебування в стаціонарі, є стан пацієнта на момент виписування, оскільки виписують, як правило, лише при досягненні легкого чи середнього стану важкості. Рух по станах важкості представлений перехресною класифікацією пацієнтів за важкістю стану на момент виписування і госпіталізації. Очевидно, простежується достовірне полегшення стану протягом перебування в стаціонарі,  $\chi^2(9)=507,5$ ;  $p<0,0001$ . Тоді як на момент госпіталізації переважали пацієнти з середнім станом важкості (60,4 %), то на момент виписування переважну більшість складали пацієнти з легким станом (52,1 %).

Оскільки залежною змінною гіпотези є тривалість перебування в стаціонарі, ми дослідили закономірності розподілу змінної для окремих груп пацієнтів. Найбільш важливими для гіпотези є групи за роком госпіталізації, профілем відділень (терапевтичне, спеціалізовані), первинністю випадку госпіталізації, посадою лікуючого лікаря (завідувач відділення чи лікар-ординатор).

Так, за роки спостереження середня тривалість перебування в стаціонарі невпинно зменшувалась від 17,1 у 2008 р. до 12,6 у 2011. Причому зменшення відбувалось і в 2011 р.,

що наочно вступає в протиріччя з економічною теорією поведінки лікаря стаціонара в умовах зменшення кількості госпіталізацій. Звичайно, це лише дескриптивна порівняльна оцінка, яка не основується на парціальних ефектах і не враховує відмінностей складу пацієнтів і лікарів.

Середня тривалість перебування в стаціонарі на пів дня перевищувала таку в спеціалізованих закладах. Для перевірки основної гіпотези критично важливим є ефект кардинальнішої зміни клінічної практики лікарів терапевтичних відділень порівняно з лікарями спеціалізованих як відгук на приріст щорічних госпіталізацій впродовж років спостереження. Для цього необхідно виділення вставних когорт відділень по роках госпіталізації.

При первинній госпіталізації (73,17 % випадків) середня тривалість перебування в стаціонарі була на 1,4 дня меншою (12,7 проти 14,1). Це важлива різниця, яка може свідчити про те, що ряд госпіталізованих осіб виписані передчасно, будучи недолікованими. Проте для такого твердження потрібен більш глибокий аналіз, сутність і результати якого викладені нижче.

Розширення гіпотези передбачає включення груп пацієнтів за соціальним станом. Адже, якщо лікар реагує на економічні стимули, зміна його поведінки може різнатися в залежності від соціального стану пацієнта. Наприклад, непрацюючі більш зацікавлені в продовженні терміну лікування, і резерв продовження перебування в стаціонарі більший. Проте якщо маргінальна вигода лікаря включає розмір подяки пацієнта, то, звичайно, попередній ефект компенсується через зацікавленість лікаря в продовженні лікування саме працюючого пацієнта, як більш матеріально спроможного.

Отже, пацієнти пенсіонери та інваліди мали довші терміни перебування у стаціонарі, що, можливо, пояснюється їх віком, важкістю стану, більшим коморбідним навантаженням, більш резистентною динамікою стану впродовж лікування. Здавалося б, ситуацію дещо прояснити порівняння соціального складу пацієнтів, які лікувалися завідувачем відділення і лікарем-ординатором, адже завідувач відділення має більшу можливість відбору хворих. Дані перехресної класифікації пацієнтів за соціальним станом і посадою лікуючого лікаря не підтримують «націленості» відбору пацієнта завідувачем від-

ділення з позицій матеріальної зацікавленості, бо більша питома вага працездатних пацієнтів збалансована більшою питомою вагою безробітних.

Інші змінні використовувались саме як важливі коваріанти для очищення тестування основної гіпотези і пов'язаних з нею ефектів від змішувальних ефектів, а також для валідизації даних та моделі, зокрема перевірку на логічність парціальних ефектів моделі на цих змінних.

Простежується логічне продовження середньої тривалості у старших пацієнтів (у групі віком до 50 років 11,1 дня, у старших 13,7 дня). У розрізі груп за важкістю стану на момент госпіталізації (у легкому, середньому, важкому і дуже важкому стані було госпіталізовано відповідно 85 (3,17 %), 1619 (60,41 %), 944 (35,22 %) і 32 (1,19 %) пацієнтів) різниця в середніх термінах перебування не була такою очевидною, що спонукало нас включити також змінну «полегшення стану» в процесі перебування в стаціонарі, яка свідчить про виражену залежність середніх термінів лікування. Так, якщо стан полегшився від дуже важкого до легкого, середня тривалість складала всього 4,1 дня, що пояснюється розподілом – 10 % пацієнтів перебували лише день, тобто або помирали, або ж переводились у реанімаційні відділення. Ці випадки поодинокі (всього 7 пацієнтів) і потребують особливого аналізу поза рамками дослідження, тому що на їх тривалість лікар не впливає. У той же час у разі суттєвого покращення стану пацієнта (308 випадків; 11,49 %) очікуваний термін перебування в стаціонарі зменшивався до 11,9 дня. Випадки планової госпіталізації (1434 випадки, тобто 53,51 %) мали більшу тривалість (13,4 дня) порівняно з екстреними (12,4 дня). Пояснення дає розподіл, значно різноманітніший для екстрених випадків, куди увійшли і попередньо виділені випадки з тривалістю 1–4 дні, питома вага яких у складі екстрених складала 10 %. Звичайно, всі ці закономірності попередні і можуть бути навіть протилежно іншими при оцінці парціальних незмішаних ефектів структурованою ієрархічною моделлю.

Також враховувалися сезонність госпіталізацій і розподіл по днях тижня, тому що доведено суттєву тижневу і річну моделі інтенсивності госпіталізацій [3]. Більш додречно, на наш погляд, розглядати ці розподіли як госпіталізацію за екстреними і плановими показами, що продемонстровано відповід-

ними гістограмами. Зокрема, чітко прослідковується річна модель госпіталізацій за екстреміми показами з піковими значеннями інтенсивності в зимові місяці, особливо в січні, що, можливо, пов'язано із новорічними святами. Пік інтенсивності планових госпіталізацій, навпаки, припадає на травень–червень, що можна пояснити як сезонністю загострень, так і більшим вільним від господарства та роботи часом. Нами не виявлені якісь суттєві розбіжності у тижневих моделях інтенсивності госпіталізацій за екстреміми і плановими показами. Випадки госпіталізацій досить рівномірно розподілені по днях тижня з деяким переважанням в робочі дні з невеликим піком у середині робочого тижня.

Зокрема, суттєвим виявився ефект фактора «Порядок госпіталізації», причому суттєвість простежена за всіма специфікаціями з фактично однаковим розміром ефекту  $\phi=1,021$ . А саме чим вищий порядок госпіталізації, тим більша очікувана тривалість перебування, тобто кожна наступна госпіталізація додає 2 % тривалості перебування у стаціонарі.

Ми описали двохстанову транзиторну модель, яка дозволяє ідентифікувати і оцінити вплив змін конкурентного середовища на два наслідки: інтенсивність (вірогідність) виписування із стаціонара і повторну госпіталізацію до того ж відділення і з приводу того ж захворювання. Ці два наслідки також можна виразити як відповідну тривалість перебування в стаціонарі і поза стаціонаром у період між повторними госпіталізаціями. Наш підхід розширює модель, розроблену Fortin, Lacroix, and Drolet [12] за рахунок включення кількох експериментальних і контрольних когорт пацієнтів.

Ми передбачили два можливих стани для пацієнта: 1) стаціонарний період лікування ( $p=1$ ) і 2) період між госпіталізаціями ( $p=2$ ). Важливими для фрейму є два моменти. По-перше, ми імплементували модель конкурентного ризику (competing risks model) з кількома маршрутами стаціонарного пацієнта. Зважаючи на ситуацію і механізм збору даних, ми розглядали лише два взаємо-виключні маршрути: а) летальний наслідок в стаціонарі та б) виписаний (перехід в стан  $p=2$ ). За малої кількості госпіタルних летальних випадків (всього 7 на масив дослідження) доцільно летальні госпіタルні випадки інкорпорувати в модель через праве цензування. Другий момент стосується конку-

руючих ризиків стану – «період між госпіталізаціями». Конкуруючими маршрутами були: а) повторна госпіталізація до того ж відділення і з приводу того ж захворювання та б) повторна госпіталізація до іншого відділення і з приводу іншого захворювання.

Ми імплементували гнучку мікст-модель пропорційного ризику, основану на підході В. Мейера (1990). Модель безперервна в часі, проте інтервално-дискретна з величиною інтервалу один день (дата госпіталізації та виписки) та правим цензуруванням для станів між госпіталізаціями, які тривали на момент закінчення дослідження. Для станів у період госпіталізації праве цензурування застосовувалось лише для летальних госпітальних випадків (всього 7 випадків на масив дослідження).

Гіпотезу протестовано за трьома специфікаціями моделі. Перша (базова) включала лише фіксовані ефекти пацієнтів і лікарів і оцінювалась за класичним методом парціальної правдоподібності. Друга специфікація розширила за рахунок фрейлті компоненти, яка уособлювала безпосередньо неспостережені характеристики пацієнтів і лікарів. Третя являлася найбільш структурованою і виокремлювала гетерогенність пацієнтів у фрейлті компонента, а гетерогенність лікуючих лікарів у набір параметрів шкалювання гамма-розподілу (ефект стратифікації).

### **Висновки**

За запропонованою теоретичною моделлю внаслідок росту конкуренції очікується зменшення кількості послуг, що надаються лікарем стаціонара, а також зменшення клінічних годин роботи. Відповідно лікар переключається на виконання функцій, які сприяють підвищенню якості лікувального процесу завдяки збільшенню часу надання по-

слуги. Передбачається також пов'язане з названими ефектами збільшення середньої тривалості лікування.

З даних роботи відділень стаціонарів м. Вінниці протягом 1999–2012 рр. випливає, що кількість пацієнтів і кількість ліжкоднів на лікаря збільшились, тобто завантаження лікаря клінічними годинами зросло. Це загрожує падінням якості лікування.

Спостерігається прогресивне скорочення протягом років (спостереження поточним суцільним методом 2008–2012) очікуваної тривалості перебування у відділеннях в цілому, що особливо очевидно після вирівнювання на гетерогенності пацієнтів (друга і третя моделі). Очищене від гетерогенності лікарів тестування ще більше підтримує скорочення очікуваної тривалості лікування (третя модель). За останньою, очікувана тривалість в 2011 р. складала лише 65,5 % від такої в 2008 з  $p=2,26 \cdot 10^{-6}$ .

Інші ефекти і їх тестові статистики підтвердили валідність даних і аналітичного фрейму, а отже, і основного тесту, бо відображали уже відомі і змістовні ефекти клінічних факторів на середню тривалість лікування в стаціонарі.

**Перспективність дослідження.** Запропонована концепція дозволяє вивчати наслідки зміни мотивації лікаря на обсяг послуг і їх якість. З можливими поправками щодо конкретного втілення у формі моделі можна вивчати і зміни клінічних практик лікарів у негоспітальному середовищі, стаціонарозамісних видів надання медичної допомоги, обґрунтовувати моделі оплати праці, що вже використано зарубіжними фахівцями Канади й Австралії. Важливою практичною перспективою є дослідження поведінки лікаря в умовах обмеженої конкуренції за моделями страхової медицини.

### **Література**

1. Діденко Л.О. Індукований попит на медичну допомогу в Україні: міф чи реальність? / Л.О. Діденко, А.В. Пірникоза // Східноєвропейський журнал громадського здоров'я. – К., 2012. – № 2/3. – С. 104–112.
2. Очередъко О.М. Визначення індукованого медичним персоналом попиту на медичні послуги (на прикладі планових грижесічень): Методичні рекомендації / О.М. Очередъко, Л.О. Діденко. – К., 2013. – С. 23.
3. Echevin D. Physician payment mechanisms. Hospital length of stay and risk of readmission: a natural experiment / D. Echevin, B. Fortin. – Mimeo, 2011.
4. Dranove D. Demand inducement and the physician-patient relationship / D. Dranove // Economic Inquiry. – 1988. – № 26 (2). – P. 281–298.
5. Evans R. Modeling the economic objectives of the physician / R. Evans // Health economics symposium, Proceedings of the First Canadian Conference 4–6 Sept., ed. by R. Fraser. Queen's University Industrial Relations Centre, Kingston (Ont.), 1974. – P. 33–46.

6. Gaynor M. Physician Incentives in Health Maintenance Organizations / M. Gaynor, J.B. Rebitzer, L.J. Taylor // J. Political Economy. – 2004. – № 112 (4). – P. 915–931.
7. Follan, Sherman, Goodman, Allen C., and Stano, Miron. The economic of Health and health care.-4th ed. (Pearson Prentice Hall, 2004), 569 p.
8. Fuchs V.R. Economics and health care reform / V.R. Fuchs // Am. Economic Review. – 2006. – Vol. 86, № 1. – P. 1–24.
9. Fortin B. Compensation, incentives and the practice patterns of physicians: Theory and Evidence from Microdata / B. Fortin, N. Jacquemet, B. Shearer. – Mimeo, 2006.
10. Noguchi Haruko. Physician-induced demand for treatments for heart attack patients in Japan: Evidence from the Tokai Acute Myocardial Study (TAMIS) / Noguchi Haruko, Satoshi Shimizutani, Yuichiro Masuda // Economic and Social Research Institute Cabinet Office Tokyo, 2005. – Japan ESRI Discussion Paper Series No.147.
11. Iizuka Toshiaki. Experts' Agency Problems: Evidence from the Prescription Drug Market in Japan / Iizuka Toshiaki. – Vanderbilt University Working Paper, available at <http://www2.owen.vanderbilt.edu/Toshi.Iizuka/pdf/Experts.pdf> (accessed July 10, 2006).

**I.V. Яремина****ИЗУЧЕНИЕ ВЛИЯНИЯ КОНКУРЕНЦИИ НА СРОК ПРЕБЫВАНИЯ В СТАЦИОНАРЕ НА ОСНОВЕ НАТУРНОГО ЭКСПЕРИМЕНТА**

Используя резкие изменения в интенсивности нагрузок врачей стационарных отделений, которые только росли за период наблюдения, мы имели достаточное статистическое основание для проверки гипотезы об изменении клинической практики, обоснованной с позиций эконометрики. В случае действия теории маргинальной прибыли как мотивационной для врачей стационаров и ввиду возможности медицинского персонала манипулировать объемом услуг для максимизации маргинальной прибыли мы ожидаем уменьшения срока пребывания в стационаре пациентов как ответ на увеличение количества пациентов на врача. Это явление, обратное росту конкуренции, «заставляет» врача более тщательно организовывать лечебный процесс, а пациента больше «вкладывать», что поддерживает увеличение продолжительности пребывания больного в стационаре.

**Ключевые слова:** конкуренция за больного, стационарная помощь, поведение врача.

**I.V. Yaremyna****STUDY OF INFLUENCE OF COMPETITION IN DURATION HOSPITALIZATION BASED FIELD EXPERIMENTS**

Using a sharp change in the intensity of loads doctors inpatient units, which only grew during the observation period, we had sufficient statistical basis for testing the hypothesis of change in clinical practice, justified from the standpoint of econometrics. In the case of action theory of marginal profit as a motivation for doctors and hospitals because of the possibility of medical personnel to manipulate the volume of services to maximize the marginal profit, we expect to reduce the length of stay in hospital patients as a response to the increasing number of patients on the doctor. This phenomenon is opposite to increased competition, which «makes» the doctor for a more thorough organization of the treatment process and more «contribution» of a patient support an increase in the length of hospital stay.

**Key words:** competition for patient, hospital care, physician behavior.

Поступила 23.02.15