

УДК 330.115:311.16

С.І. Бегун,

к.е.н., доцент кафедри обліку і аудиту
Волинського державного університету
імені Лесі Українки

Моделі заробітної плати

Роботу виконано на кафедрі обліку і аудиту ВДУ

У статті розглянуто класичну модель заробітної плати Філіпса та її модифікації, запропоновані Фрідманом, Терновські. Побудовані найпростіші моделі залежності заробітної плати від різних факторів на фактичних статистичних даних для України в 1997-1999 рр.

Ключові слова: модель, заробітна плата, частка безробітних, втрати робочого часу.

Begun S.I. Models of wages. The classic Phillips's model of wages and its modifications of Friedman and Ternovsky were considered. The simple models of dependence of wages on different factors based on statistical data for Ukraine during 1997-1999.

Key words: model, wages, unemployment rate, losses of labor time model, salary.

Перші спроби щодо побудови економетричних моделей залежності заробітної плати від різних факторів відносяться до 50-х рр XX ст. Так, у 1958 р. англійський економіст Філіпс (Phillips A.W.) висловив припущення, що між швидкістю зміни номінальної заробітної плати і часткою безробітних у загальній чисельності робочої сили існує залежність, яка згодом одержала назву кривої Філіпса і залишалася стійкою протягом 1861-1957 рр. Філіпс висунув гіпотезу, відповідно до якої швидкість зміни ставок заробітної плати нелінійно зв'язана з величиною надлишкового попиту: чим більший надлишковий попит, тим швидше ставки заробітної плати рухаються до точки рівноваги.

Крива, що характеризує подібну залежність, має назву "кривої Філіпса":

$$w = g(u). \quad (1)$$

Одна з можливих форм аналітичного запису функції $g(u)$ має такий вигляд:

$$g(u) = \gamma + \beta u^{-1}, \quad (2)$$

де величина β повинна бути більше нуля, щоб крива мала відповідний нахил, тоді як величина γ повинна бути від'ємною, оскільки точка C лежить на додатній частині осі u . Іншими словами на β и γ апіорно накладаються обмеження:

$$\beta > 0 \text{ і } \gamma < 0. \quad (3)$$

Можливі й інші форми аналітичного запису функції $g(u)$, наприклад, лінійна функція виду:

$$g(u) = \gamma + \beta u \quad (\gamma > 0, \beta < 0),$$

або квадратична функція:

$$g(u) = \gamma + \beta_1 u + \beta_2 u^2 \quad (\gamma > 0, \beta_1 > 0, \beta_2 < 0).$$

Будь-яка зміна значень w пояснюється не тільки зміною розміру u . На значення w впливають й інші змінні, зокрема зміни вартості життя й абсолютних розмірів безробіття.

Якщо зміну вартості життя (y відсотках) позначити p , то залежність набуває такого вигляду:

$$w = g(u) + kp, \quad (4)$$

де k — додатна постійна величина.

Одна з модифікацій кривої Філіпса запропонована Фрідманом [Friedman M.], який стверджує, що вона повинна відображати залежність між очікуваною реальною заробітною платою і безробіттям. Очікувана реальна заробітна плата залежить як від номінальної заробітної плати, так і від вартості життя:

бітної плати, так і від очікуваної зміни цін p^* , тому вираз у цьому випадку набуває такого вигляду:

$$w = g(u) + kp^* \quad (5)$$

Найпростіша гіпотеза щодо визначення очікуваної зміни рівня цін може бути записана таким чином (запропонована Терновські [Turnovsky]):

$$P'_t = P_t, \quad P_t^* = P_t, \quad (6)$$

тобто очікувана зміна збігається з поточною зміною рівня цін. Отже, вираз (4) виявляється окремим випадком «узагальненої кривої Філіпса» (5) в тих випадках, коли очікуваний рівень цін визначається за допомогою (6). Однак співвідношення (6) не зовсім реалістичне, оскільки для того щоб зафіксувати зміну цін, обчислити індекс цін та опублікувати ці дані в пресі, потрібен деякий час. Тому можлива інша специфікація очікувань:

$$P_t^* = P_{t-1}$$

Третій спосіб визначення очікуваних цін заснований на використанні екстраполяційної гіпотези:

$$P_t^* = P_t + \theta(P_t - P_{t-1}),$$

яка встановлює залежність між очікуваними і минулими змінами цін, враховуючи при цьому процеси пристосування до поточних змін.

Було зроблено спробу побудувати найпростіші моделі заробітної плати на зразок "кривої Філіпса" для України. Але врахувати всі нюанси, що характерні для даної кривої, неможливо. Так, Філіпс будував свою модель на основі даних динамічних рядів з 1861 по 1957 рр. Через складний додатковий аналіз роки, в які діяли жорсткі урядові обмеження щодо зміни розміру заробітної плати, в модель не включались. Можливим періодом для моделювання в Україні є 1992-1999 рр., тобто динамічний ряд показників включає дані за 8 років. Цього недостатньо для побудови адекватної моделі. Крім того, в 1994-1997 рр. уряд України проводив жорстку монетарну політику, що дало можливість приборкати інфляцію, але призвело до фактичного заморожування всіх видів доходів у суспільстві. Використання місячних даних заробітної плати для моделювання неможливе у зв'язку з відсутністю в офіційній статистиці місячних даних показників, що використовуються як незалежні змінні (фактори). Таким чином, для побудови моделей заробітної плати в Україні динамічні статистичні дані в більшості непридатні.

Розрахунки здійснювалися на ПЕОМ, що дало можливість зробити перебір різних математичних функцій для з'ясування питання, яка з них є найбільш адекватною. Критерієм відбору того чи іншого рівняння регресії є величина коефіцієнта детермінації R^2 (відбиралися моделі з найвищим значенням R^2), який характеризує на скільки відсотків результативна (залежна) змінна залежить від факторної. Кожна модель за допомогою F-критерія Фішера перевірялась на істотність зв'язку. Розглядалися такі однофакторні залежності, як лінійна, степенева, експоненційна, поліноміальна логарифмічна, гіперболічна функції (найпростіший вид кривої Філіпса), з яких відбиралася найкраща. Так, спочатку аналізувалася залежність середньомісячної заробітної плати працівників по регіонах (результативна змінна y , грн.) від середньої кількості зареєстрованих безробітних по регіонах України (факторна змінна x , тис. чол.) в 1997, 1998 і 1999 роках.

Спроба використати криву Філіпса (гіперболічну функцію) дала негативні результати: в 1997 р. $R^2 = 4,6\%$, в 1998 р. – $6,59\%$, в 1999 р. – $3,26\%$. Найвищі значення коефіцієнта детермінації R^2 отримані при використанні параболічної функції: в 1997 р. – $11,7\%$ та лінійної в 1998 р. і в 1999 р. – $18,9\%$ і $27,91\%$, що свідчить про зростання впливу факторної змінної x на результативну – y . Зрозуміло, що цей фактор не єдиний, але значення його зростає. Достатньо низький R^2 в 1997 р. призводить до того, що при перевірці цієї моделі на істотність за допомогою F-критерія Фішера, розрахункове значення F за 1997 р. – $(1,46)$ значно нижче за критичне його значення ($F_{(0,05; 2; 22)} = 3,44$), що свідчить про її неістотність.

У 1998 р. $F = 5,36 > F_{(0,05; 1,23)} = 4,28$, тобто модель адекватна, її можна використовувати для аналізу:

$$y = 0,7652x + 111,25.$$

Таким чином, за умови відсутності безробітних середня зарплата становила 111,25 грн. (що нижче реальної – 143 грн.), а при збільшенні кількості безробітних на 1 тис. чоловік середньомісячна зарплата збільшується на 0,7652 грн., хоча логічнішою була б зворотня залежність. Зміна середньомісячної зарплати на 18,9% залежить від зміни чисельності зареєстрованих безробітних.

У 1999 р. найвищі майже однакові коефіцієнти детермінації отримані для лінійної та параболічної регресії (16,35 і 16,49). Найпростіше пояснення має лінійна модель, яка становить

$$y = 0,6086x + 130,47.$$

Знову, як і для 1998 р., виявлена пряма залежність: при збільшенні середньої кількості зареєстрованих безробітних на 1 тис. чол. середньомісячна зарплата збільшується на 0,61 грн. Варіація середньої зарплати на 16,35% залежить від варіації середнього числа безробітних. Модель є адекватною, не зважаючи на мале значення R^2 , оскільки розрахований $F = 4,5$, що більше критичного значення $F_{(0,05; 1,23)} = 4,28$.

Отримані нехарактерні (прямі) залежності між заробітною платою та середньою чисельністю безробітних в регіонах України можна пояснити тим, що офіційні дані про безробіття не висвітлюють справжньої ситуації, в них не знаходять відображення приховане безробіття.

Можна припустити, що включення в модель абсолютних даних чисельності безробітних не дає можливості точно і повно оцінити зміну заробітної плати. Тому в наступних моделях факторна змінна x - середній рівень зареєстрованого безробіття, тобто частка безробітних (%), яка визначається як відношення кількості безробітних до числа населення в працездатному віці. В модель вводиться середня частка безробітних (осереднюваний, а не моментний показник). При визначенні залежності середньомісячної зарплати по областях України (y грн.) від середнього рівня зареєстрованого безробіття (x , %) за кривою Філіпса (за гіперболічною функцією) отримані низькі коефіцієнти детермінації R^2 : у 1997 р. – 8,34%, у 1998 р. – 7,31%, у 1999 р. – 13,36%. Перевірка на істотність за F -критерієм показала, що ці моделі є неадекватними, а зв'язок між змінними неістотний, бо всі розраховані F -критерії менші за критичні значення F .

Побудовані лінійні моделі мають вигляд:

для 1997 р.: $y = -13,261x + 157,15;$ $R^2 = 25,94\%;$

для 1998 р.: $y = -10,067x + 170,89;$ $R^2 = 22,95\%;$

для 1999 р.: $y = -9,309x + 198,63;$ $R^2 = 25,96\%.$

Таким чином, при відсутності безробіття середньомісячна заробітна плата становила б 157,15 грн. у 1997 р., 170,89 грн. у 1998 р. і 198,63 грн. у 1999 р., що вище реальної. При збільшенні середнього рівня безробіття на 1% середньомісячна заробітна плата зменшується на 13,26 грн., 10,07 грн. і 9,31 грн. відповідно. Таким чином наявна обернена залежність між змінними моделі є правильною з теоретичної точки зору. Коефіцієнти детермінації свідчать, що приблизно 25% варіації середньомісячної зарплати залежить від варіації середнього рівня зареєстрованого безробіття, а 75% – від впливу інших факторів. Перевірка за F -критерієм підтверджує, що моделі є адекватними, всі розраховані F -критерії (8,06; 6,85; 8,06) більші за критичне значення $F_{(0,05; 1,23)} = 4,28$.

У класичній моделі Філіпса факторна і результативна змінні є відносними величинами, індексами, тому побудовано такі моделі для України. Синтезування моделей залежності індексу середньомісячної зарплати (1998 р. у % до 1997 р.; 1999 р. у % до 1998 р.)

(з 13,79% до 2,15%) знайшло підтвердження в регіональному аспекті (з 72,39% до 49,15%), що є негативним явищем для економіки.

Проаналізована залежність між цими факторами для промислово-виробничого персоналу в галузях промисловості України в 1998–1999 р. дала можливість зробити висновок про збереження тісного зв'язку між розміром середньої зарплати та кількістю втрачених годин одним робітником. Це пов'язує винагороду за працю з її кількістю.

В 1998 р. модель залежності:

$$y = 0,0002x^2 - 0,4151x + 323,87; \quad R^2 = 73,14\%$$

В 1999 р.:

$$y = 0,0004x^2 - 0,6617x + 392,63; \quad R^2 = 85,39\%$$

Вивчення залежності заробітної плати від різних факторів закінчено моделями залежності середньомісячної заробітної плати (грн.) від кількості відпрацьованих одним робітником годин у різних галузях промисловості в 1998 і 1999 рр. (на основі щомісячних даних). З теоретичної точки зору такі моделі для галузей виробничої сфери повинні відображати прямий зв'язок між цими ознаками. Найкращі функції для опису зв'язку – параболічна та лінійна, що є характерним для зв'язків між соціально-економічними явищами. В 1998 р. у п'яти галузях промисловості виявити зв'язок між ознаками не вдалося, моделі для них є неадекватними. Це такі галузі, як хімічна і нафтохімічна промисловість, чорна металургія, мікробіологічна, борошномельно-круп'яна і комбікормова, скляна і фарфоро-фаянсова промисловість, машинобудування і металообробка. Значення R^2 у них дорівнює відповідно відсотків: 7,5; 16,58; 17,67; 23,08; 23,33; 30,41.

Отже, найменші значення R^2 у хімічній, нафтохімічній та чорній металургії, а середня зарплата в них вища за середню по промисловості. Це пов'язано з особливостями виробленої продукції, наявністю на неї постійного попиту, навіть за достатньо високими цінами, та можливості реалізації за межами країни. У моделі в галузі електроенергетики $R^2 = 44,05\%$, але вона ще неістотна ($F = 3,542 < F_{(0,05; 2,9)} = 4,26$). Модель лісової промисловості – адекватна, але $R^2 = 49,55\%$ ($< 50\%$). Решта моделей мають коефіцієнт детермінації більше, ніж 50%. Це такі галузі, як поліграфічна, легка, атомна, паливна промисловості, кольорова металургія. Для харчової промисловості найкращою виявилася мультиплікативна модель:

$$y = 1,2698x^{1,0406}$$

Отже, при зростанні витрат робочого часу на одного робітника на 1%, середня зарплата зростає на 1,04%, що свідчить про прискорене зростання результативної змінної, оскільки $a_1 > 1$. 73,03% варіації заробітної плати залежить від варіації відпрацьованого робочого часу одним працівником.

Найвище значення показника зв'язку в моделі промисловості будівельних матеріалів. Модель має такий вигляд:

$$y = 0,0006x^2 + 1,5764x - 25,168.$$

При зростанні витрат робочого часу одного працівника на 1 годину середня заробітна плата збільшується на 1,57 грн. Цей ріст поступово прискорюється. Варіація середньої заробітної плати на 80,85% залежить від варіації кількості відпрацьованого робочого часу.

У 1999 р. спостерігалася підвищення коефіцієнта детермінації майже в усіх галузях промисловості. Встановити істотність зв'язку не вдалося тільки в двох моделях: для атомної промисловості ($R^2 = 29,38\%$) і чорної металургії ($R^2 = 29,38\%$), хоча в 1998 р. у цих галузях були високі R^2 – відповідно 59,63% і 70,38%. Моделі в поліграфічній, мікробіологічній, паливній промисловості пояснюють залежність середньої заробітної плати від кількості відпрацьованих годин менш ніж на 50% (коефіцієнти детермінації R^2 відповідно дорівнюють 35,08; 39,8; 43,61%). У 1998 р. в останніх двох галузях показники зв'язку були вищі, в поліграфічній – 51,11%, в паливній – 67,51%.

П'ять моделей мають R^2 більший, ніж 50%. Це такі галузі, як чорна металургія ($R^2 = 54,37\%$), машинобудування і металообробка (58,06%), хімічна і нафтохімічна (59,61%),

скляна і фарфоро-фаянсова (64,8%), борошномельно-круп'яна і комбікормова промисловість (65,73%). Моделі для трьох галузей мають коефіцієнт детермінації вищий за 70%. Так, в електроенергетиці $R^2=70,05\%$, в легкій промисловості – 76,45%, в деревообробній і целюлозно-паперовій промисловості – 77,56%. Для останньої моделі характерною є типовість усіх параметрів лінійної моделі, що підтверджує розрахункове значення t -критерію, який вищий за його критичне значення.

Як і в 1998 р. найтісніша залежність заробітної плати від кількості відпрацьованих годин у 1999 р. спостерігається в харчовій промисловості та промисловості будівельних матеріалів.

Так, модель для харчової промисловості:

$$y = 2,6011x - 85,46; \quad R^2 = 84,32\%.$$

Модель для промисловості будівельних матеріалів:

$$y = 1,8056x - 34,42; \quad R^2 = 84,50\%.$$

Отже, при зростанні відпрацьованого часу на 1 годину середня зарплата збільшується на 2,6 грн. у харчовій промисловості та на 1,8 грн. у промисловості будівельних матеріалів. У цих двох галузях зміна зарплати на 84% залежить від зміни кількості відпрацьованих годин. Такий великий R^2 є прийнятним навіть для багатофакторних моделей. Особливості галузей будівельних матеріалів і харчової промисловості у виробничому процесі, в технології виробництва вимагають використання великої кількості живої праці, знайшли відображення в найвищих коефіцієнтах детермінації та зробили ці моделі практично значимими.

Зростання зв'язку між зарплатою та відпрацьованим часом майже в усіх галузях промисловості пов'язано зі значним зменшенням бартерних відносин у багатьох галузях

Таким чином, галузеві та регіональні диспропорції у зарплатних зв'язках призводять до неможливості підтвердження на практиці багатьох теоретичних, що є правильними та очевидними з теоретичної точки зору.

Література

1. Лагутін В.Д. Реформа оплати праці стимулюючого типу в Україні. – Луцьк: Вежа, 2000. – 241 с.
2. Винн Р., Холден К. Введение в прикладной эконометрический анализ. – М., 1981.
3. Джонстон Дж. Эконометрические методы. – М., 1987.
4. Грубер. Й. Економетрія. – К., 1999.
5. Праця в Україні в 1998 р.: Стат. збірник. – К., 1999.
6. Праця в Україні в 1999 р.: Стат. збірник. – К., 2000.

Адреса для листування:

м. Луцьк, пр. Молоді, 8^а.

Тел. 7-12-22 (дом.), 4-21-45 (сл.)

Статтю подано до редколегії 24.11.2000 р.