

Творчі дискусії з проблем оподаткування

Лук'яненко І.Г., канд. екон. наук

Тичук Н.А.

Національний університет "Киево-Могильанська академія"

ВПЛИВ ЗМІНИ ОПОДАТКУВАННЯ ДОХОДІВ ФІЗИЧНИХ ОСІБ НА ТРУДОВУ МОТИВАЦІЮ

Розглядаються питання впливу зміни концепції податку з доходів фізичних осіб на пропозицію праці в Україні. Проведені дослідження стосуються перевірки припущення щодо незначної мотивації збільшення пропозиції робочої сили або робочого часу при зміні норм податку на доходи з фізичних осіб. Показано, що зміна норми даного податку сильніше впливає на мотивацію зайнятих неповний робочий день, ніж на працюючих постійно. Для перевірки припущень розраховувались еластичності по зарплаті, які оцінювались на основі ймовірнісних моделей та моделей квантильної регресії.

Ефективна бюджетно-податкова політика є запорукою успішного розвитку економіки на макро- та мікроекономічних рівнях, тому шляхи її реформування та оцінка впливу змін в оподаткуванні на економічний розвиток належать до найактуальніших проблем сьогодення. Про важливість досліджень у даному напрямку свідчать не тільки факти, а й власний український досвід. З січня 2004 р. в Україні запроваджено нову концепцію оподаткування доходів фізичних осіб, що полягає в скасуванні прогресивної шкали та зменшенні норми оподаткування до 13% на початку реформи з поступовим збільшенням до 15% у 2005 р. [1]. Основною причиною проведення кардинальних змін в оподаткуванні фізичних осіб було припущення щодо розширення бази даного податку за рахунок зменшення частки "тіньової економіки" та стимулювання пропозиції робочої сили і, відповідно, збільшення надходжень до бюджету. Перевірка основних положень цього припущення потребує додаткових ґрунтовних досліджень з боку українських вчених. Слід відзначити, що проблемами переваг та недоліків від реформування окремих податків займається широке коло українських та західних учених [2–7]. Водночас дослідження наслідків реформування податку з доходів фізичних осіб мають певну особливість, оскільки їх вплив на стимулювання надходжень до бюджету значною мірою залежить від політичних та економічних умов країни, частки "тіньового сектора" та мотивації індивідів щодо праці [див. 6, 7]. Серед даних проблем проблема емпіричної оцінки зміни пропозиції праці в залежності від зменшення норми податку на доходи з фізичних осіб набуває



особливої гостроти, оскільки напрям зміни є неочевидним через два ефекти, що діють у протилежних напрямках: зростання доходу і, відповідно, переваг вільного часу та заміни більш дорогого вільного часу роботою [8–10]. Тому оцінювання чутливості пропозиції праці до змін норми зарплати та ймовірнісні оцінки реакції індивідів на зміну норми податку з доходів фізичних осіб є достатньо актуальними для України. Вони нададуть можливість науково обґрунтувати наслідки реформування податку на доходи фізичних осіб для різних груп населення та провести його подальше вдосконалення з метою стимулювання надходжень до бюджету.

Метою роботи є дослідження переваг та недоліків від реформування податку на доходи з фізичних осіб та оцінка його впливу на мотивацію щодо збільшення пропозиції робочої сили серед різних соціальних груп населення в різних регіонах України, а також зайнятих упродовж неповного та повного робочого дня.

Зазначимо, що зміну в нормі оподаткування можна інтерпретувати як зміну заробітної плати (доходу), а, згідно з економічною теорією, передбачення напрямку зміни пропозиції праці у відповідь на зміну зарплати є неочевидним через протилежно діючі ефекти зростання доходу та заміни. Крім того, на зміну пропозиції праці може впливати зміна зусиль працюючих. Загалом, вплив зміни норми податку з доходів громадян може бути апроксимований через чутливість рішень щодо пропозиції праці відповідно до граничної зміни заробітної плати, тобто її еластичністю. Отже, оцінка еластичності пропозиції праці допомагає визначити відгук пропозиції праці на зміну (реформу) податку.

Два різних підходи використовуються в економічній літературі для визначення впливу змін у податках: оцінка еластичності загального доходу до зміни граничної норми податку та оцінка еластичності пропозиції праці відносно граничних норм податків. Враховуючи короткий період часу з моменту запровадження реформи та відповідну обмеженість необхідних статистичних даних для розрахунку еластичності загального доходу, дане дослідження базується на другому підході, а саме на знаходженні емпіричних оцінок еластичностей з функцій пропозиції праці. Слід відзначити, що оцінювання функції пропозиції не є тривіальним завданням, оскільки вимагає використання достатньо складного економетричного інструментарію [див. 10; 11, 12, 13]. Нами, зокрема, воно проводилось на основі двокрокової процедури Хекмана (Heckman procedure), та квантильної регресії, що дозволило розв'язати проблему зміщеності вибірки, гетерогенності, похибки вимірювання у ході визначення годин праці, ендогенності зарплати та доходу, оцінити коефіцієнти еластичності в розрізі соціальних груп та регіонів, а також порівняти результати різних стратегій оцінювання. Ідея полягає в комбінуванні відносно нового квантильного підходу з уже класичними ймовірнісними моделями типу Тобіт II (Tobit II). Крім того, важливим є розділення двох основних понять: ринкової зарплати та резервної зарплати (reservation wage). Під резервною



зарплатою розуміють мінімальну зарплату, на яку може погодитись певний індивідуум, виходячи зі своєї кваліфікації та інших індивідуальних специфічних характеристик.

У загальному структурна модель пропозиції праці, що була нами використана, мала такий вигляд:

$$\log(h_i) = \delta_0 + \delta_1 \log(w_i) + \delta_2 Z_i + \varepsilon_i, \quad (1)$$

де h_i – години праці i -го індивіда; вектор Z включає змінні, що впливають на вибір годин праці i -го індивіда, w_i – зарплата i -го індивіда; ε_i – випадкова величина, що абсорбує чинники, які недоступні спостереженню, але впливають на вибір рішення щодо праці. При оцінюванні даного рівняння найбільший інтерес має оцінка коефіцієнта δ_1 , який і визначає еластичність праці відносно змін зарплати.

Припустимо, що ринкова заробітна плата, яку i -й індивід може очікувати, визначається таким чином:

$$w_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + \mu_i, \quad (2)$$

де X включає індивідуальні специфічні фактори, що впливають на величину ринкової зарплати кожного окремого працівника. Зазначимо також, що рівняння, в яких залежною змінною виступає ринкова зарплата, називаються структурними, а рівняння, в яких як залежна змінна розглядається резервна зарплата, називаються селективними.

Застосування методу найменших квадратів (МНК) до рівнянь (1) або (2) призводить до зміщених оцінок [див. 12; 14]. Для того, щоб отримати незміщені оцінки еластичності щодо зарплати, необхідно зробити певні додаткові перетворення, а саме: підставити (2) в (1), що приводить до рівняння виду:

$$\log(h_i) = \delta_0 + \delta_1[\beta_0 + \beta_1 X_i + \mu_i] + \delta_2 Z_i + \varepsilon_i,$$

або після перегрупування:

$$\log(h_i) = [\delta_0 + \delta_1 \beta_0] + \delta_1 \beta_1 X_i + \delta_2 Z_i + [\varepsilon_i + \delta_1 \mu_i].$$

Введемо наступну заміну змінних:

$$\alpha_0 = \delta_0 + \delta_1 \beta_0, \quad \alpha_1 = \delta_1 \beta_1, \quad \alpha_2 = \delta_2, \quad \eta_i = \varepsilon_i + \delta_1 \mu_i.$$

Відповідно отримаємо:

$$\log(h_i) = \alpha_0 + \alpha_1 X_i + \alpha_2 Z_i + \eta_i. \quad (3)$$

Рівняння (3) може розглядатись як скорочена (приведена) форма рівняння пропозиції праці (1), а години праці для кожного окремого індивіда будуть виражатись позитивним числом, якщо:

$$\log(h_i) > 0, \quad \text{тобто} \quad \eta_i > -\alpha_0 - \alpha_1 X_i - \alpha_2 Z_i. \quad (4)$$

Таким чином, присутність специфічного індивіда у вибірці працівників є умовною величиною щодо контрольних змінних X та Z і залежить або від значних мотивацій праці (ε_i), які недоступні спостереженню, або від такої ж



значної можливості заробляти (μ_i , якщо $\delta_1 > 0$), що дозволяє співставляти резервну зарплату (reservation wage) з ринковою.

Якщо умови (4) задовольняються, можна показати, що математичне сподівання випадкової величини в (1) не дорівнює нулю, що призводить до зміщених оцінок при використанні МНК. Дійсно, в [див. 10] показано, що

$$E(\varepsilon_i | \log(h_i) > 0) = E(\varepsilon_i | \eta_i > -\alpha_0 - \alpha_1 X_i - \alpha_2 Z_i) = \theta_1 \lambda_i, \quad (5)$$

де θ_1 є певною константою, що не змінюється залежно від спостережень, тоді як величина λ_i , відома як зворотне відношення Міллса (inverse Mills ratio), змінюється. З урахуванням (5), рівняння пропозиції праці для вибірки працюючих набуває вигляду розширеного рівняння пропозиції праці:

$$\log(h_i) = \alpha_0 + \alpha_1 X_i + \alpha_2 Z_i + \theta_1 \lambda_i + \varepsilon'_i. \quad (6)$$

Подібна логіка може бути застосована до рівняння заробітної плати, що дозволяє отримати його розширений вигляд:

$$w_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + \theta_2 \lambda_i + \mu_i. \quad (7)$$

Відповідно, проблема зміщеності може бути усунена у разі застосуванні двокрокової процедури Хекмана (Heckman) до даних рівнянь [див. 12, 13]. На першому кроці застосування методу максимальної вірогідності для розширеного рівняння зарплати (7), що дозволяє отримати скореговане значення вибіркового зміщення, відомого під назвою зворотного відношення Міллса, та відповідне значення коефіцієнта при ньому θ_2 , а на другому кроці оцінювання рівняння пропозиції праці з використанням отриманого на першому кроці значення зворотного відношення Міллса дозволяє отримати незміщені оцінки коефіцієнтів для функції пропозиції праці. Таким чином, корегуюча величина є інструментом для отримання коректних оцінок для сенсорної вибірки.

Слід зазначити, що структурне рівняння пропозиції праці є ймовірнісною моделлю, в якій залежна змінна є бінарною величиною, або бінарним вибором для участі в робочій силі, тобто ймовірністю того, що резервна зарплата (reservation wage) дорівнює тій, яку пропонують. Ринкова зарплата, яку спостерігаємо на ринку праці, відома тільки учасникам та є функцією від певних характеристик, таких як освіта, рід занять, прав власності тощо. Емпіричні дослідження західних учених показали, що рівняння пропозиції праці повинно включати як мінімум усі екзогенні змінні, присутні в рівнянні зарплати, й інші екзогенні змінні, які впливають на резервну зарплату, хоча, можливо, і не впливають на зарплату, яку пропонують [див. 13, 14]. Дані змінні також повинні бути включені в рівняння участі в робочій силі (participation equation) та не включені в специфікацію зарплати, якщо припускається, що їх вплив на ринкову зарплату є незначним. Серед таких змінних можна відзначити нетрудові доходи, стать, вік, стан здоров'я, квадрат віку, статус тощо. Крім того, в рівнянні пропозиції праці зарплата може корелювати з випадковою величиною з причин індивідуальних факторів, які немож-



ливо спостерігати, тому для їх оцінювання використовується метод інструментальних змінних. Як показали дослідження, достатньо коректними інструментами для визначення рівня зарплати можуть виступати такі фактори: стать, кількість членів родини, вік, квадрат віку, роки освіти, квадрат років освіти, рід занять, величина фірми тощо [див. 12, 13, 14].

Для моделювання асиметричних відгуків на пропозиції праці у відповідь на зміну зарплати необхідно застосовувати квантильні методи. Вони є також достатньо ефективним інструментарієм у випадках гетерогенної вибірки, наявності значних викидів, відсутності нормального закону розподілу випадкових величин, оскільки в даних випадках застосування умовних середніх методів оцінювання може призводити до неефективних та зміщених оцінок [див. 11].

Просте квантильне регресійне рівняння має такий вигляд:

$$h_i = w_i' \beta_\theta + u_{i\theta} \quad \text{з} \quad \text{Quant}_\theta(h_i | w_i) = w_i' \beta_\theta, \quad (i = 1, \dots, n),$$

де β_θ та w_i є векторами порядку $(K \times 1)$; $\text{Quant}_\theta(h_i | w_i)$ – θ -й умовний квантиль робочих годин (h) стосовно зарплати (w). Із застосуванням латентних змінних квантильна модель відповідно набуває вигляду:

$$w_i^* = x_i' \beta_\theta + u_{i\theta} \quad \text{з} \quad \text{Quant}_\theta(u_{i\theta} | x_i) = 0$$

та приводить до:

$$w_i = w_i^*, \quad \text{якщо} \quad w_i^* \geq w_i^r \quad \text{та} \quad h_i = 1, \quad \text{якщо} \quad h_i^* > 0;$$

$$w_i = 0, \quad \text{якщо} \quad w_i^* < w_i^r \quad \text{та} \quad h_i = 0, \quad \text{якщо} \quad h_i^* \leq 0,$$

де w_i^r є значенням резервної зарплати, що впливає на вибір щодо участі у праці. Для оцінювання квантильної регресії використовується двокроковий метод, відомий під назвою (2SRQ) та узагальнений для будь-якого квантиля [див. 11, 14].

Для розрахунку ймовірнісних та квантильних регресійних моделей використовувались дані Українського лонгitudного опитувального моніторингу (ULMS), надані дослідницьким центром EROC при НаУКМА. ULMS є ретроспективним опитувальником та стосується питань, пов'язаних із ринком праці для домогосподарств та індивідів. Дані було згенеровано з опитувальника для 8641 індивідів та 3063 домогосподарств, які є репрезентативними для загальної робочої сили в Україні.

Аналіз даних показав наявність асиметричного відгуку в рішеннях щодо пропозиції праці на кінцях розподілу годин праці, що підтверджує необхідність застосування квантильної регресії для отримання значень еластичностей для нижнього та верхнього квантилів. Проаналізований склад заробітної плати показав, що в Україні найбільш частотним був рівень зарплати, що обкладався податком з граничною нормою оподаткування в 20%. Після корегування мінімального неоподаткованого мінімуму з 17 грн. до 205 грн. всі індивіди розглядали зменшення оподаткування як збільшення зарплати.



Для отримання коефіцієнтів еластичності пропозиції праці до змін зарплати використовувалась стратегія послідовного застосування та оцінювання ймовірнісних та квантильних економетричних моделей.

На *першому етапі* використовувалось двокрокове оцінювання ймовірнісної моделі Тобіт II. Для усунення зміщеності на першому кроці оцінювалось селективне рівняння резервної зарплати з отриманням корегуючого зворотного значення Міллса. На другому кроці оцінювалось основне рівняння пропозиції праці із застосуванням корегуючої змінної, отриманої на першому кроці. Зауважимо, що для зняття проблеми ендогенності зарплати в рівнянні пропозиції праці використовувався метод інструментальних змінних із відповідними інструментами для зарплати.

На *другому етапі* для розширення результатів розрахунків, а саме для уточнення коефіцієнтів еластичності для різних квантилів, використовувався метод квантильної регресії.

Результати розрахунків оцінювання селективного рівняння заробітної плати з урахуванням освіти, місця проживання, професії, типу власності, нетрудових доходів¹, статі, одруження, віку, квадрату віку, індикаторів здоров'я підтвердили припущення про існування зміщення та необхідність включення розрахованого зворотного значення відношення Міллса до рівняння пропозиції праці, що оцінюється на другому кроці. Крім того, селективне рівняння відображає ймовірність для окремого індивіда співпадання резервної зарплати з ринковою. Отримані результати показують, що вища освіта підвищує ймовірність того, що вимоги індивіда щодо зарплати співпадуть з тією, яку пропонують, і він вирішить стати робочою силою. Ймовірність такого співпадання зменшується, якщо індивід проживає в сільській місцевості. Вищу ймовірність погодитись на зарплату, яку пропонують, мають робітники "ручної" праці (робітничі спеціальності), "блакитні комірці" (кваліфіковані працівники промисловості та ремісники), робітники сільського господарства та військово-вослужбовці. Нетрудові доходи негативно впливають на рішення щодо праці, крім того вищу зарплату можуть вимагати чоловіки. Вплив віку та стану здоров'я є значимим, але нелінійним.

Оцінене одночасно з селективним структурне рівняння зарплати включало фактори, що впливають на граничні значення (величину) ринкової зарплати. Воно показало перевагу вищої освіти, зокрема аспірантури, ступеня магістра та бакалавра, проживання у місті, військову професію та "блакитних комірців", працю на внутрішньому або змішаному підприємстві. Так звані "ручні" професії мають негативний вплив на рівень ринкової зарплати, причому вплив працюючих у сільському господарстві є незначимим.

Використовуючи зворотне відношення Міллса, отримане із селективного рівняння зарплати, а також "очищене" (інструментоване) значення зарплати

¹ Нетрудові доходи було апроксимовано через грошові доходи, інші, ніж зарплата, всі власні активи та зарплату інших членів родини.



ти, оцінювалось рівняння пропозиції праці. Зауважимо, що "очищене" (інструментоване) значення логарифма зарплати отримувалось зі спеціального допоміжного рівняння, де як фактори виступали інструменти зарплати, а також корегуюча величина Міллса. Результати розрахунків наведені в табл. 1.

Таблиця 1

Оцінювання рівняння пропозиції праці
(залежна змінна – логарифм годин праці)

Включені фактори	Розраховане значення коефіцієнтів	Значення t-статистики
Інструментоване значення логарифму зарплати	0,1363423	9,03
Зворотне відношення Міллса	-0,0609096	-2,91
Професія		
Менеджер	0,2304975	7,14
Працівник сільського господарства	0,2201615	4,73
Ремісник	0,0129938	0,53
Працівник промисловості	0,1075801	3,21
Простий робітник	0,0841013	3,40
Військовослужбовець	0,22623	3,56
Технічний працівник	0,040671	1,67
Службовець	0,0883581	2,90
Працівник сфери послуг	0,2304612	8,15
Проживання в сільській місцевості	0,078145	5,03
Регіони		
АР Крим	0,3133764	5,04
м. Київ	0,3184063	5,25
Київська область	0,2936271	4,46
Вінницька область	0,1984279	3,13
Волинська область	0,1690199	2,28
Дніпропетровська область	0,2826614	4,74
Донецька область	0,361543	6,29
Житомирська область	0,2564981	3,80
Закарпатська область	0,3283763	4,95
Запорізька область	0,3133987	4,90
Івано-Франківська область	0,0013064	0,02
Кіровоградська область	0,3294476	4,81
Луганська область	0,3084518	5,09
Львівська область	0,218432	3,62
Миколаївська область	0,4156691	6,50
Одеська область	0,3579882	5,80
Полтавська область	0,3692104	5,54
Рівненська область	0,2590199	3,78
Сумська область	0,3104607	4,65
Тернопільська область	0,2688813	3,60
Харківська область	0,3088542	5,18
Херсонська область	0,2376573	3,55
Хмельницька область	0,2844919	4,05
Черкаська область	0,3193878	4,62
Чернігівська область	0,2468348	3,59
Константа	2,548722	24,36



З результатів оцінювання випливає, що години робочого часу позитивно впливають на зарплату, коефіцієнт еластичності годин робочого часу по зарплаті дорівнює 13,6%. Статистично значима корегуюча величина підтверджує коректність обраної специфікації [див. 12, 13]. Потрібно підкреслити, що у разі зміни зарплати пропозиція праці в першу чергу зростає серед так званих "білих комерців" (менеджерів та зайнятих у сфері послуг), потім серед працівників сільського господарства та військовослужбовців, далі серед "блакитних комерців" та простих робітників. Для ремісників та службовців зміна зарплати має незначимий вплив на зміну робочого часу. Результати оцінювання також показують, що проживання в сільській місцевості збільшує пропозицію праці. Спостерігається значимий та позитивний ефект для всіх областей, за винятком Івано-Франківської (базовою є Чернівецька область). Мешканці індустріальних регіонів (Дніпропетровськ, Донецьк, Луганськ, Запоріжжя), Києва, південних регіонів (Одеса, Миколаїв, Крим), Харкова, Полтави, Закарпаття збільшують пропозицію праці у відповідь на зростання зарплати.

Для застосування квантильної регресії вибірка розбивалася на квантили згідно з кількістю робочих годин на тиждень, оскільки очевидно очікувати різну реакцію на збільшення зарплати серед тих, хто працює повний робочий день або зайнятих частково. Результати розрахунків за квантильною регресією наведені в табл. 2.

Таблиця 2

Оцінювання квантильного рівняння пропозиції праці двоковим 2SRQ-методом (у дужках наведено значення t -статистики).

Фактори	0,1 квантиль	0,2 квантиль	0,9 квантиль
Інструментоване значення логарифма зарплати	0,337374 (6,97)	0,1124242 (3,78)	,0563412 (2,50)
Професія			
Менеджер	0,2304975	7,14	0,3857342 (8,32)
Працівник сільського господарства	0,2201615	4,73	0,3195783 (3,35)
Ремісник	0,0129938	0,53	-0,0012673 (-0,05)
Працівник промисловості	0,1075801	3,21	0,1283515 (2,52)
Простий робітник	0,0841013	3,40	0,1693955 (4,29)
Військовослужбовець	0,22623	3,56	0,6066506 (2,64)
Технічний працівник	0,040671	1,67	-0,0198958 (-0,77)
Службовець	0,0883581	2,90	-0,006986 (-0,18)
Працівник сфери послуг	0,2304612	8,15	0,3839209 (5,38)
R-квадрат	0,1652	0,0825	0,1416

Результати розрахунків свідчать про те, що на зміну зарплати менш чутливо реагують робітники, що працюють повний робочий день, ніж зайняті частково. Працівники, що увійшли у перший нижній квантиль (зайнятість до 20 годин на тиждень) являють собою 10% усієї вибірки. Значення коефіцієнта еластичності до зростання зарплати у даної групи населення дорівнює 0,34



(значно вище значення, отриманого в середньому: 0,14). Другий нижній квантиль відтворює 20% вибірки, що включає індивідів, які працюють до 35 годин на тиждень. Їх відгук на зміну зарплати є меншим, ніж для представників першого квантиля і дорівнює 0,11 (дещо нижче, ніж 0,14). Нарешті, індивіди, що належать до верхнього квантиля, працюють більше, ніж 52 години на тиждень, тобто їх часові обмеження праці є граничними, мають коефіцієнт еластичності 0,06.

Додатковий аналіз у розрізі професій показує, що важливість професії "білих комірців" зростає в останньому квантилі, а "блакитних комірців" (працівників промисловості та клерків), навпаки, спадає. Професія простих робітників, працівників сільського господарства, військовослужбовців та працівників сфери обслуговування є більш значимими щодо прийняття рішень про збільшення робочого часу у відповідь на зростання зарплати в нижньому та верхньому квантилях, ніж у середніх, де реагування є слабким. Важливість професії технічних працівників на кінцях розподілу виявилась статистично незначимою.

Отримані результати показують, що загалом зміна пропозиції праці не є достатньо чутливою до змін зарплати в Україні, що не суперечить висновкам, отриманим для певних західних країн. Тому не слід очікувати миттєвого збільшення надходжень до бюджету у відповідь на реформу податку з доходу фізичних осіб. Більш того, в короткостроковій перспективі можлива ситуація, що зменшення норми оподаткування скоріше буде впливати на зусилля працюючих, ніж на пропозицію праці. Тоді як у довгостроковій перспективі індивіди можуть приймати рішення щодо участі в праці або щодо зміни професії. Також показано, що реагування на підвищення зарплати є гетерогенним та значно зменшується у разі граничних обмежень на робочий час. Квантильний підхід підтверджує більшу чутливість до змін в оподаткуванні зайнятих частково ніж тих, хто працює повний робочий день. Він також показує, що серед тих, хто складає робочу силу та працює повний робочий день, зміна в нормі податку скоріше впливає на зусилля працюючих, ніж на пропозицію праці, тобто зусилля можуть зростати. Серед тих, хто складає робочу силу та працює понад робочий день, чутливість до змін стає найнижчою, як тільки обмеження часу стають граничними для працюючих. Серед тих, хто складає робочу силу та частково зайнятий відгук є більшим, ніж у середньому по вибірці. Найбільший відгук спостерігається у непрацюючих, оскільки в результаті зміни норми податку для дедалі більшої кількості індивідів зростаючі пропонувані та резервна зарплати можуть співпадати. Крім того, з результатів розрахунків випливає, що політика, спрямована на розвиток та конвергенцію регіонів, буде стимулювати пропозицію праці в західних областях до рівня індустріальних східних, центральних та південних



регіонів. А зниження норми податку на фонд зарплати буде стимулювати зменшення для роботодавців неофіційної зарплати, що у свою чергу буде збільшувати базу оподаткування та відповідно збільшувати пропозицію праці в регулярному секторі.

Література

1. Амоша О., Вишневецький В. До питання про оцінку рівня податків в Україні // Економіка України. – 2002. – № 8. – С. 11–19.
2. Буряковський В.В. Роль податків у наповненні бюджетів усіх рівнів // Фінанси України. – 2001. – № 5. – С. 78–81.
3. Економіка України: стратегія і політика довгострокового розвитку / За ред. акад. НАН України В.М.Гейця. – К.: Ін-т екон. прогноз., Фенікс, 2003. – 2008 с.
4. Закон України "Про податок з доходів фізичних осіб". – К.: Філія ДП ред. журн. "Вісник подат. служби України", 2003. – 84 с.
5. Лук'яненко І.Г., Городніченко Ю.О. Сучасні економетричні методи в фінансах. – К.: Літера, 2003. – 348 с.
6. Bernardi L. Tax Policy in EU new members: Estonia and the other Baltic's. Department of Public and Environmental Economics. – University of Pavia, Italy, 2000.
7. Chen L-A., Portnoy S. Two-stage regression quantiles and trimmed least squares estimators for structural equations. Communications in Statistics-Theory and Methods. – 1996. – № 25.
8. Flood L. The Structure of the Tax-system and the Estimation of Labor Supply Models // Working Paper in Economics. – 1998. – № 1.
9. Gruber J., Saez E. The elasticity of taxable income: evidence and implications. NBER Working Paper Series, 2000
10. Lacroix G. and Fortin B. Utility-based estimation of labour supply functions in the regular and irregular sectors // The Econometric Journal, – 1992. – Vol. 102. – Issue 415.
11. Mitra P., Stern N. Tax Systems in Transition, World Bank Publications, 2003.
12. Verbeek, Marno. A guide to modern econometrics. Chichester, England: John Wiley and Sons, Ltd, 2000.
13. Buchinsky M. Changes in the US Wage Structure 1963–1987: Application of Quantile Regression, Econometrica. – 1994. – Vol 62. – № 2.
14. Heckman J.J. Varieties of Selection Bias. The American Economic Review. – 1990. – Vol. 80. – Issue 2.
15. Heckman J.J. What has been learned about labor supply in the past twenty years? The American Economic Review. – 1993.– Vol. 83. – Issue 2.