

складною та неоднозначною задачею, сутність розв'язання якої має виходити з конкретної предметної області, зокрема, враховувати певний різновид страхової діяльності. Втім, незважаючи на це, серед основних засад побудови такої оцінки доцільно застосовувати загальновідомі підходи з врахуванням специфіки функціонування страхового ринку. Водночас для побудови інтегрального рейтингового показника як напрямок доцільно застосовувати й непрямі оцінки діяльності страховиків, але це потребує подальших детальних досліджень.

1. Васильчук І.П. Методичні підходи до аналізу витрат на фінансування підприємства та їх впливу на фінансовий стан // Вісн. СевДТУ. Економіка і фінанси. – 2002. – Вип. 40. – С.66-68.

2. Гарматій Т. Місце та роль особистого страхування в економічному розвитку України // Вісн. Терноп. акад. нар. госп-ва. – 2003. – №2. – С.28-31.

3. Риннок страхування в Україні. – К.: ЕДПК, німецька консультативна група з питань економічних реформ при уряді України, 2004. – 38 с.

4. Страховщики о том, какие показатели самые показательные // Экономические известия. – 2004. – №49 (49). – С.3.

5. Фурман В.М. Страховий ринок України: стан, проблеми розвитку та шляхи їх розв'язання // Фінанси України. – 2004. – №12. – С.131-140.

6. Best's Rating Changes // «Best's Review», Insurance Issues & Analysis. – 2000. – January. – P.71-75.

7. Kaplan R.S., Norton D.P. The Balanced Scorecard – Measures that Drive Performance // Harvard Business Review. – 1992. – January-February. – P.71-79.

*Отримано 24.01.2005*

УДК 330.43

А.А.ЕГОРШИН, канд. техн. наук, Л.М.МАЛЯРЕЦ, канд. екон. наук  
*Харьковский национальный экономический университет*

## **ПРОБЛЕМЫ ЭКОНОМЕТРИЧЕСКОГО ОЦЕНИВАНИЯ**

Рассматриваются некоторые проблемные вопросы эконометрии – последствия случайной вариации объясняющих переменных и их мультиколлинеарности, недостатки критерия Феррара-Глобера, метода пошаговой регрессии, метода распределенных лагов Алмон.

Построение и обоснование эконометрических моделей является одной из важнейших проблем исследований в экономике и этому вопросу следует уделить максимум внимания [1-3]. Дело в том, что основным и практически безальтернативным методом эконометрического оценивания до сих пор является метод наименьших квадратов (МНК) и мы просто вынуждены его использовать за неимением лучшего. Однако в работах по эконометрии утверждается, что МНК является не только единственным, но также наиболее предпочтительным методом оценивания [4-9]. С помощью громоздких математических

выкладок доказываемся, что МНК-оценки являются наилучшими, так как при выполнении гипотез Гаусса-Маркова они будут состоятельными, несмещенными и эффективными. Однако в действительности гипотезы Гаусса-Маркова практически никогда не выполняются.

Начнем с последней предпосылки о нормальности распределения остатков модели, откуда следует вывод о том, что МНК является наилучшей процедурой оценивания с точки зрения принципа максимума правдоподобия. Сейчас уже твердо установлено, что действительное распределение остатков существенно отличается от нормального и было бы желательно заменить процедуру минимизации суммы квадратов ошибок (МНК) на минимизацию суммы квадратов абсолютных величин ошибок [1, 3]. Сомнения возникают уже при принятии самой первой (исходной) предпосылки:  $y_i = y_p(x_i) + e_i$ . В этой формуле

заложено очень многое и не всегда в этих работах расшифровывается полностью содержание этой важной гипотезы. В частности, здесь предполагается, что все случайные величины относятся только к результативному признаку ( $y$ ), а все объясняющие переменные ( $x$ ) считаются неслучайными, измеренными точно. Но такая ситуация характерна только для так называемого “активного эксперимента”, в котором объясняющие переменные можно фиксировать на заданных уровнях независимо друг от друга. В экономике такая возможность практически не встречается, там все переменные (и объясняющие в том числе) являются случайными величинами и не могут быть измеренными точно. На рис.1 проиллюстрированы возможные последствия добавления ошибок при измерении объясняющей переменной. На рис.1,*a* изображена ситуация, когда ошибки измерения отсутствуют, а все отклонения от линии регрессии 1 вызываются только случайным членом  $e_i$ . На рис.1,*б* добавлены случайные ошибки в измерении  $x$ , из-за чего облако рассеивания эмпирических точек расплзлось по горизонтали и стало более пологим. Оцененная линия регрессии 2 здесь имеет тенденцию к занижению угла наклона (т.е. МНК-оценка коэффициента регрессии оказывается смещенной), более того эта тенденция не уменьшается при увеличении объема выборки (иными словами, МНК-оценки являются несостоятельными).

Таким образом, наличие неизбежных случайных ошибок в объясняющих переменных ухудшают все свойства МНК-оценок.

Второй до сих пор не разрешенной проблемой эконометрии является проблема мультиколлинеарности. При мультиколлинеарности (тесных корреляционных связях между объясняющими переменными)

МНК-оценки становятся неэффективными, иногда они имеют настолько большие случайные ошибки, что вычисленные оценки параметров модели теряют всякий разумный смысл (хотя они остаются теоретически “наилучшими”). Для преодоления этого нежелательного эффекта часто применяют другую процедуру оценивания (ридж-оценивание), при которой нарушаются многие предпосылки МНК, в частности, допускаются смещенность оценок, небольшая корреляция между остатками и расчетными значениями, зато сами оценки становятся устойчивыми и действительно эффективными (иными словами, допускается небольшая систематическая ошибка, зато существенно уменьшается случайная ошибка). Однако, поскольку трудоемкость ридж-регрессии значительно превосходит трудоемкость стандартного МНК, и пользователи не желают применять более громоздкую процедуру оценивания, то придумана отговорка, что МНК-оценки “эффективны на классе несмещенных оценок”, а в состав исходных предпосылок метода добавлена абсолютно бессмысленная гипотеза “о полном ранге”.

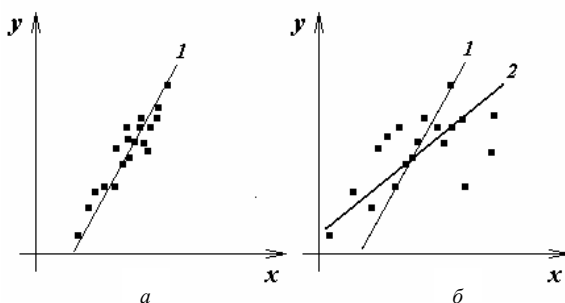


Рис.1 – Влияние ошибок измерения объясняющей переменной

В книге К.Дугерти [2] многие спорные проблемы только упомянуты, а проблеме мультиколлинеарности посвящено всего 20 очень осторожных строк и не потому, что эта проблема не важна, а потому, что каких-либо успехов в ее разрешении пока не достигнуто.

В экономических задачах проблемой проблем является правильная спецификация модели. Так, если в модели пропустить важную переменную (не подозревая о ее важности или за неимением данных), то опять теряется и состоятельность и несмещенность МНК-оценок.

Все вышеизложенное не означает, что в эконометрии не достигнуто вообще никаких успехов. Эконометрия – молодая наука и интенсивно развивается. Однако литература [4-9] отстает от современного уровня и содержит ряд уже устаревших сведений.

Эконометрия как отдельный раздел математической статистики

сформировалась сравнительно недавно [4]. Не следует чрезмерно увлекаться бесплодными математическими упражнениями, математика – всего лишь средство, но не конечная цель. И совсем необязательно излагать громоздкий метод обобщенных наименьших квадратов Эйткена, коль скоро он практически нигде не используется (полезный метод взвешенных наименьших квадратов для преодоления гетероскедастичности может быть обоснован независимо от метода Эйткена и намного проще).

Раздел о мультиколлинеарности следует решительно сократить, изъяв из него все не оправдавшие себя критерии, включая явно неверный критерий Феррара-Глобера, который оценивает не тесноту, а значимость корреляционных связей между объясняющими переменными. Но значимость и теснота связи – это разные вещи. Внутренние коэффициенты корреляции могут быть невелики, но значимы при достаточном числе наблюдений, в этом как раз нет ничего необычного – для того составляется и решается система нормальных уравнений.

Пока не предложено также никаких средств для предотвращения нежелательных последствий мультиколлинеарности в тех случаях, когда она серьезно влияет на оценки параметров модели. Надежды на метод пошаговой регрессии (последовательного подключения-исключения) не оправдались. В книге [1] составлена следующая корреляционная матрица:

	y	x <sub>1</sub>	x <sub>2</sub>	x <sub>3</sub>	x <sub>4</sub>
y	1	0,9186	0,9813	0,9901	0,9925
x <sub>1</sub>		1	0,9681	0,9549	0,9556
x <sub>2</sub>			1	0,9967	0,9939
x <sub>3</sub>				1	0,9955
x <sub>4</sub>					1

Из этой матрицы видно, что все показатели (и аргументы в том числе) связаны тесными почти функциональными связями. Совершенно очевидно, что подключение в модель любого показателя исчерпывает практически всю измен-

чивость как результативного признака, так и оставшихся объясняющих переменных. Ожидалось, что после первого подключения показателя  $x_4$  с наибольшим внешним коэффициентом корреляции  $r_{yx_4} = 0,9925$  процесс подключения завершится. Однако этого не произошло – по очереди были подключены все остальные переменные и получено абсолютно неприемлемое уравнение регрессии. Дело в том, что решение о подключении очередного показателя принимается на основании значимости или незначимости коэффициентов частной корреляции

$$r_{yx_j \cdot x_4} = \frac{r_{yx_j} - r_{yx_4} r_{x_j x_4}}{\sqrt{1 - r_{yx_4}^2} \sqrt{1 - r_{x_j x_4}^2}},$$

которые в данном примере представляют собой отношения очень малых числителей к очень малым знаменателям. Но сами эти отношения не малы

$$r_{yx_1 \cdot x_4} = \frac{0,9186 - 0,9925 \cdot 0,9556}{\sqrt{1 - 0,9925^2} \sqrt{1 - 0,9556^2}} = \frac{-0,0298}{0,0360} = -0,8282$$

и значимы по любым критериям, в результате чего в модель был включен “мусор” – остатки от переменных  $x_1$ ,  $x_2$ ,  $x_3$ . Уже на втором шаге получены такие значения стандартизованных коэффициентов регрессии:  $\beta_1 = -0,3336$ ;  $\beta_4 = 1,3208$  – абсурдные с физической точки зрения.

Вообще метод пошаговой регрессии является довольно сомнительным приобретением эконометрии, так как (что уже указывалось выше) пропуск в модели важного показателя приводит к смещению всех остальных оценок. Например, при изучении 1-й эконометрической модели Клейна (данные можно найти, например, в [1] на с.145) определено, что модель в приведенной форме (в которой каждая эндогенная переменная выражена через предопределенные) значима в целом с высоким коэффициентом детерминации, но состоит только из незначимых по Стьюденту членов. Попытки выбраковать незначимые члены методом пошаговой регрессии приводят к совершенно неприемлемым результатам, например, к такому – отчисление прибыли в потребление оказалось равным 122% (см. [1], с.193).

Известно, что наличие в модели лишних объясняющих переменных снижает эффективность МНК-оценок (поэтому часто полные модели оказываются значимыми в целом, но состоящими из незначимых членов). Но выбраковывать все незначимые члены нельзя – можно выбраковать важный показатель и модель будет испорчена окончательно. Пока нет критерия, какие незначимые члены можно выбраковывать, а какие нельзя.

Бесплодной оказалась модель распределенных лагов Алмон. В модели с распределенными лагами  $y_t = a + a_0 x_t + a_1 x_{t-1} + \dots + a_n x_{t-n} + e_t$  предполагается, что коэффициенты при лаговых объясняющих переменных будут вести себя подобно зависимости на

рис.2. Алмон предложила описывать эту зависимость полиномом невысокого порядка (Джонстон для этой же цели использовал полиномы

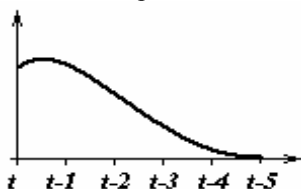


Рис.2 – Распределенные лаги

Лагранжа). Однако заранее можно сказать, что из этой затеи ничего путного не могло получиться (и не получилось). Хотя Алмон ссылается на теорему Вейерштрасса, однако Вейерштрасс нигде не утверждал, что полиномом 3-го (максимум 4-го) порядка можно достаточно точно описать зависимость, график которой

асимптотически стремится к нулю. Можно даже утверждать, что это невозможно – чем выше порядок полинома, тем более крутое возрастание функции будет после перехода через точку минимума. Чтобы избежать этого возрастания, Алмон подбирает в каждом частном случае порядок максимального лагового сдвига в модели ( $n$ ) и порядок полинома ( $m$ ). Но это уже называется подгонкой под заранее заданный результат. С вычислительной точки зрения никаких выгод не получено, так как полиномы Алмон также тесно коррелируют между собой, как и исходные лаговые переменные (см. пример в [4]).

Наконец, Е.Кулинич выделяет раздел “метод статистических уравнений зависимостей”, согласно которому многомерную модель можно построить всего по двум точкам [10], несмотря на то, что число наблюдений не может быть меньше числа определяемых параметров.

Таким образом, рассмотренные проблемы свидетельствуют о необходимости пересмотра многих утверждений эконометрии, которые ранее считались общепринятыми. Некоторые из этих проблем уже решены [1-3], другие еще требуют обсуждения.

1.Егоршин А.А., Малярец Л.М. Корреляционно-регрессионный анализ. – Харьков: Основа, 1998. – 208 с.

2.Доугерти К. Введение в эконометрию: Пер. с англ. – М.: ИНФРА-М, 1999. – 402 с.

3. Демиденко Е.З. Линейная и нелинейная регрессия. – М.: Финансы и статистика, 1981. – 204 с.

4.Магнус Я.Р., Катышев П.К., Персецкий А.А. Эконометрика. – М.: Дело, 1997. – 250 с.

5.Лук’яненко И.Г., Красникова Л.И. Эконометрика. – К.: Тов. “Знання”, КОО, 1998. – 494 с.

6.Тихомиров Н.П., Дорохина Е.Ю. Эконометрика – М.: Изд-во “Экзамен”, 2003. – 512 с.

7.Балдин К.В., Быстров О.Ф., Соколов М.М. Эконометрика. – 2-е изд., перераб. и доп. – М.: ЮНИТИ-ДАНА, 2004. – 254 с.

8.Эконометрика / Под ред. И.И.Елисеевой. – М.: Финансы и статистика, 2004. –

344 с.

9. Назаренко О.М. Основы эконометрики. – К.: Центр навчальної літератури, 2004. – 392 с.

10. Кулинич О.І. Економетрія. – Хмельницький: Поділля, 1997. – 115 с.

*Получено 14.01.2005*

УДК 331.522.4

Л.М.ДУЛУБ

*Харківський національний економічний університет*

## **ФАКТОРИ ФОРМУВАННЯ ТА РОЗВИТКУ ТРУДОВОГО ПОТЕНЦІАЛУ**

Наводяться теоретичний аналіз досліджень факторів формування та розвитку трудового потенціалу, обґрунтування та розвиток нової класифікації досліджених факторів.

Формування та розвиток системи “трудоий потенціал” необхідно розглядати комплексно, враховуючи її взаємозв'язок із зовнішніми відносно трудового потенціалу факторами. Фактор (від *лат.* що робить, виробляє) – це причина, рушійна сила якого-небудь процесу, явища, яка визначає його характер або окремі риси [1].

У науковій літературі автори наводять різноманітні переліки та класифікації зовнішніх факторів формування та розвитку трудового потенціалу. Наприклад, Г.В.Осовська, О.В.Крушельницька [5, с.39] вважають, що на трудовий потенціал впливають три підсистеми факторів: демографічна (стать, вік, сімейний стан); професійно-кваліфікаційна (професійна структура, кваліфікаційний рівень, трудова мобільність, структура зайнятості за галузями і регіонами) та соціально-культурна підсистема (соціальний склад, освітній рівень, тривалість життя, стан здоров'я, міграційна рухливість). Така класифікація відображає тільки персоніфікований підхід до розуміння сутності поняття „трудоий потенціал”.

У процесі своєї реалізації трудовий потенціал не тільки персоніфікується особистим фактором виробництва, на нього впливають існуючі зрушення в матеріальних факторах виробництва, що відбуваються постійно під впливом науково-технічного прогресу.

Так, Л.О.Згалат-Лозинська в [3] запропонувала структуру факторів розвитку трудового потенціалу, яка включає окремі складні чинники (рівень розвитку продуктивних сил і рівень розвитку виробничих відносин) та перелік факторів: розвиток загальної культури і духовності населення; реалізація екологічних програм; реалізація демографічної політики держави; покращання соціально-правового захисту населення; покращання системи охорони здоров'я населення та ін.