

ЭКОНОМЕТРИЧЕСКАЯ МЕТОДОЛОГИЯ ПРОФЕССОРА ХЕНДРИ*

Кристофер Гилберт**

1. ПРОЦЕДУРА AER^{1 ***}

Общеизвестно, что взгляды и на преподавание, и на практику эконометрического анализа в Великобритании и Соединенных Штатах существенно различаются². В данной статье дается объяснение этих различий, но не описывается история их возникновения³. Напротив, ее цель – дать простую характеристику британского подхода к эконометрическому анализу, которая была бы доступной для эконометриста-практика.

Четкое разграничение «британской» и традиционной («североамериканской») эконометрической методологии возможно на примере отдельного «репрезентативного» эконометриста. Таким примером является Дэвид Хендри, широко известный благодаря своим работам, посвященным анализу поведения в области сбережений⁴, а также критике Милтона Фридмана⁵. Это отчасти объясняется его значительным вкладом в развитие эконометрики, но в первую очередь тем, что он открыто заявил о серьезных методологических про-

* Gilbert, C.L. (1986) Professor Hendry's Econometric Methodology, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48, 3, 283–307.

© Blackwell Publishing, 2003

** Профессор Свободного университета (г. Амстердам, Нидерланды), e-mail: cgilbert@econ.vu.nl.

¹ Отправной точкой данной работы явилась лекция, прочитанная перед студентами Оксфордского университета в начале 1984 г. Я признателен Дэвиду Хендри за подробные комментарии, но взгляды, содержащиеся в работе, являются исключительно моими, и я несу полную ответственность за все ошибки и искажения. На ранних стадиях подготовки работы я также получил полезные комментарии от своих многочисленных друзей, коллег и студентов. Однако должен особо отметить Леса Годфрея, Джона Найта, Стива Никеля, Адриана Пагана и Тессу ван дер Виллиген.

*** AER – средняя экономическая регрессия (Average Economic Regression). Автор иронизирует по поводу имеющего ту же аббревиатуру журнала «Американское экономическое обозрение» (*American Economic Review*), в котором было опубликовано значительное число работ с использованием данной процедуры. – *Прим. пер.*

² Разумеется, разграничение взглядов по географическому признаку является еще менее точным. Многие из того, что я характеризую как «британское» или «североамериканское», имеет место и в других регионах мира.

³ Я рассматриваю историческое развитие эконометрики в Великобритании в другой своей работе (Gilbert (1986)).

⁴ Davidson et al. (1978); Hendry, von Ungern-Sternberg (1981); Davidson, Hendry (1981); Hendry (1983).

⁵ Hendry, Ericsson (1983).

блемах. Однако из того факта, что я связываю состояние и развитие эконометрики с его именем, не следует, что он является автором всех инноваций. Кроме того, разграничению методологических подходов помогает изображение противоположной точки зрения в несколько утрированном виде. Я надеюсь, что это будет воспринято как методический прием.

В центре внимания Хендри находятся проблемы *спецификации* и *валидности модели* в контексте теории временных рядов. Первым делом, я сооружу «соломенное чучело», которое противопоставлю подходу Хендри к тому, как надо делать эконометрику. Это «чучело» будет знакомо многим нынешним и бывшим студентам по учебным курсам эконометрической теории. Я назову его «взглядом на эконометрику на основе средней экономической регрессии (AER)». Согласно AER, спецификация модели вытекает из теории, о которой мы *знаем*, что она верна. Для упрощения рассмотрим спецификацию на основе одного уравнения:

$$y = X\beta + \varepsilon.$$

Задача эконометриста очень проста – всего лишь получить оценку b вектора коэффициентов β . Какие у него могут быть проблемы? Он должен позаботиться об адекватности своих оценок, и поэтому должен предусмотреть существование такой «патологии», как серийная корреляция, мультиколлинеарность, гетероскедастичность, одновременность и т. д. Этим проявлениям «патологии» посвящены целые главы в учебниках по эконометрике⁶. В прикладных работах эти проблемы дают о себе знать в виде *низких значений* статистики Дарбина-Уотсона, *неправильных* знаков, *незначимых* коэффициентов и т. д. Термин «неправильный» говорит о том, что мы знаем, каким должен быть правильный знак, оценки дают нам неправильный знак, и эконометрист реагирует на это несоответствие путем пересмотра спецификации своего уравнения, добавляя или убирая переменные, изменяя их определения и т. д. до тех пор, пока в конечном счете он не получит уравнение, в котором все знаки будут правильными, коэффициенты статистически значимыми, а статистика Дарбина-Уотсона будет равна примерно 2 при относительно высоком R^2 и т. д.

Затем эконометрист публикует свои результаты, но здесь с проблемой сталкивается читатель. Он читает две статьи аналогичной тематики, одну из которых написал профессор А. Смит, а другую – доктор К. Маркс. Смит утверждает, что определенный набор данных подтверждает его теорию, тогда как Маркс, использующий тот же или похожий набор данных, но оценивающий иную модель, поскольку он исходил из другой теории, заявляет, что эти данные служат подтверждением его концепции. Кому должен верить читатель? В зависимости от своих предпочтений он вполне может заключить, что научной не

⁶ Например, глава 6 из Wonnacott, Wonnacott (1970) названа «Серийная корреляция и другие проблемы» (курсив мой. – К.Г.), а глава 6 из Surrey (1974) – «Различные проблемы моделей, состоящих из одного уравнения».

является ни буржуазная, ни радикальная экономическая теория, и он, по всей вероятности, придет к выводу, что научных теорий вообще не существует. Это, конечно же, не означает, что правы оба – и Смит, и Маркс. Но взгляд на эконометрику на основе АЕР, в равной степени разделяемый и буржуазными, и радикальными экономистами, мало продуктивен.

Проблема использования подхода АЕР заключается в том, что мы применяем эконометрику для *иллюстрации* теорий, в которые верим вне зависимости от обстоятельств. Альтернативой могло бы стать использование эконометрики для *выяснения*, взгляды какого из ученых на экономику (или рынок) являются разумными, и для научного тестирования различных точек зрения. Наше обычное представление о науке сводится в первую очередь к естественным наукам, и в частности физике, и не переносится автоматически на науки общественные. Альтернативная программа развития эконометрики порождает вопрос, что же необходимо для того, чтобы научной была экономическая теория. Многие из работ Хендри можно рассматривать как попытку решения данной проблемы.

2. ПРОЦЕСС ГЕНЕРИРОВАНИЯ ДАННЫХ И МОДЕЛИ

Подход Хендри к эконометрическому анализу основан на концепции *процесса генерирования данных* (DGP) (Hendry, Richard (1982), 10; Hendry, Richard (1983), 115). Это не что иное, как совместная вероятность всех выборочных данных (то есть всех эндогенных и экзогенных переменных). Пусть x_t – вектор наблюдений всех этих переменных в период времени t и $X_{t-1} = (x_1, \dots, x_{t-1})'$. Совместная вероятность выборки x_t может быть записана как:

$$\prod_{t=1}^T D(x_t | X_{t-1}; \theta), \quad (1)$$

где θ – вектор параметров функции плотности совместного распределения D . Функция плотности совместного распределения, с одной стороны, является непротиворечивой, но, с другой стороны, она носит настолько общий характер, что практически бесполезна. Эконометрическое моделирование включает разумное упрощение процесса генерирования данных. Эконометрист может сделать это четырьмя способами (в целом, посредством итераций в ту или другую сторону):

- 1) он будет *маргинализировать* DGP в отношении переменных, которые «не имеют значения» (скажем, w_t) при определении переменных, интересующих его в данный момент;
- 2) он будет *обуславливать* эндогенные переменные (y_t) (слабо) экзогенными переменными (z_t);
- 3) он будет искать приемлемые *простые* выражения обусловленного маргинализованного DGP;
- 4) он будет заменять неизвестные параметры в этом выражении на оцененные значения.

На первых трех этапах эконометрист будет руководствоваться экономической теорией, а на четвертом – теорией эконометрической оценки. При усло-

вии, что маргинализация и обусловливание являются правильными, эконометрист сможет заменить весьма общее выражение (1) значительно более специфическим⁷:

$$\prod_{t=1}^T D(y_t | Y_{t-1}, Z_t; \phi). \quad (2)$$

Мы не знаем заранее, насколько обоснованы упрощения, которые мы сделали при переходе от (1) к (2). К тому же, не столь проста и концепция *валидности*. Экономика имеет сложную организацию, которая должна быть отражена в сложности общего выражения DGP как (1). Эта сложность усиливается нашей неспособностью проводить контролируемые эксперименты в макроэкономике, что касается, но в меньшей степени, и более общих случаев. Кроме того, обычно мы вынуждены рассматривать более простые модели в силу ограниченного количества наблюдений. Если используются статистические тесты с постоянной размерностью (то есть постоянной степенью достоверности), то при достаточно большом наборе данных окажется отвергнутой практически любая простая модель. Тот факт, что невозможно опровергнуть гипотезу о равенстве нулю некоторого коэффициента, означает лишь то, что для ее опровержения недостаточно данных; при проверке на достаточно коротких временных рядах может быть подтверждена любая гипотеза⁸.

Это означает, что мы точно знаем, что упрощенное выражение DGP (2) не может быть строго обоснованным. Поэтому вопрос сводится скорее к *адекватности*, чем к *валидности*. Хендри предлагает нам обратиться к *предположительно адекватно обусловленной характеристике данных* или к тому, что можно назвать моделью, *конгруэнтной* по отношению ко всем имеющимся фактам. Исходные данные являются обусловленными, а их характеристика – лишь предположительно адекватной, поскольку мы не должны быть настолько самонадеянными, чтобы полагать, будто нашу работу невозможно усовершенствовать. Модели не могут быть верными или ошибочными, а могут быть полезными или бесполезными с точки зрения решения конкретных задач; неконгруэнтные модели подлежат конструктивному усовершенствованию.

Получение модели (2) как предположительного упрощения общего DGP (1) должно противоречить процедуре AER, в которой утверждается, что мо-

⁷ Это требует, чтобы DGP в (1) мог быть представлен как:

$D(x_t | X_{t-1}; \theta) = D^1(W_t | X_t, Y_t; \lambda) D^2(y_t | Y_{t-1}, Z_t; \phi) D^3(Z_t | Y_{t-1}, Z_{t-1}; \psi)$, где D^1 – компонент DGP, который зависит от незначимых переменных w_t ; D^2 – компонент, представляющий интерес с точки зрения связи переменной y_t с переменными-регрессорами z_t ; D^3 – компонент, который описывает генерирование этих переменных-регрессоров. D^2 – основной объект исследования, но для определенных целей (например, для прогнозирования) необходимо знать (или быть в состоянии аппроксимировать) D^3 . Маргинализация в отношении W_t включает два компонента: маргинализацию в отношении текущих значений w_t , что в целом не составляет проблемы, и маргинализацию в отношении лаговых значений W_{t-1} , что требует отсутствия каузальности по Грэйнджеру (см. сноску 15).

⁸ По этой причине Лимер предлагает, чтобы эконометрист уменьшал используемый им уровень значимости по мере увеличения размера выборки (Leamer (1978)).

дель (1) является верной. Это имеет большое значение для эконометрического анализа: в процедуре AER плохие показатели статистики означают несостоятельность и неэффективность оценки параметров (аксиоматически правильной) модели, в то время как в подходе DGP те же показатели статистики, полученные на основе тех же регрессий, означают неправильную спецификацию модели.

Чтобы попытаться «подправить» исходную «теоретическую» модель, процедура AER реагирует на неподходящие уравнения путем добавления переменных или параметров (например, автокорреляционных). Мы можем обозначить этот метод как переход от *частного* к *общему*. В противоположность этому, Хендри предлагает метод перехода от *общего* к *частному*. Возьмем в качестве примера функцию потребления. Процедура AER берет начало с хрестоматийного выражения:

$$C_t = \beta_0 + \beta_1 Y_t \quad (3)$$

Если оно оказывается неадекватным, спецификация изменяется, к примеру, путем добавления C_{t-1} как дополнительного регрессора или таких регрессоров, как инфляция или процентная ставка. Использованию такого подхода мешает то, что если два ученых приступают к исследованию исходя из разных простых гипотез (как в случае Смита и Маркса), то нет никаких оснований предполагать, что они придут к одному и тому же итоговому уравнению, и, даже находясь в одной и той же исходной точке, они могут в дальнейшем разойтись во мнениях, если используют различные способы пересмотра спецификации.

Это возражение в значительно меньшей степени касается метода перехода от общего к частному. Исследование начинается с очень общей гипотезы, с которой согласны все оппоненты, а затем она сужается путем поиска упрощений, которые приемлемы с точки зрения исходных данных. Таким образом, если согласиться с тем, что в примере с функцией потребления мы должны сосредоточить внимание на переменных дохода, инфляции и ликвидных активов, то мы должны начать со следующей спецификации:

$$\ln C_t = \sum_{j=1}^5 \alpha_j \ln C_{t-j} + \sum_{j=0}^5 \beta_j \ln Y_{t-j} + \sum_{j=0}^5 \gamma_j \ln P_{t-j} + \sum_{j=0}^5 \delta_j \ln L_{t-j} + \psi' q_t + \varepsilon_t, \quad (4)$$

где P – дефлятор для потребления; L – запасы ликвидных активов на конец периода; q_t – вектор, состоящий из константы, трех сезонных переменных и временного тренда. (Ограничение на длину распределенных лагов вводится с целью учета количества степеней свободы⁹.) После этого происходит то, что

⁹ Чем больше переменных включено в уравнение, тем короче предполагаемый лаг. Но почему именно пять периодов? Хендри сказал бы, что это естественно при анализе квартальных данных, поскольку позволяет при упрощении включить и переменные в виде четвертых разностей (то есть $\Delta_4 \ln Y_t$) и первых разностей от этих четвертых разностей ($\Delta_1 \Delta_4 \ln Y_t$) – см. в качестве примера Davidson et al. (1978).

Лимер назвал *поиском упрощения* по отношению к этой общей спецификации (Leamer (1978)). Триведи называет эту итеративную оценку и процедуру тестирования «тестимацией» (Trivedi (1984)).

Переходя от общего к частному, мы тем самым сосредоточиваем наше внимание на приемлемых спецификациях, используя при упрощении общей спецификации классический F -тест. Я называю такое упрощение F -приемлемым. По-видимому, один лишь этот критерий опровергает результаты, полученные профессором Смитом и доктором Марксом, – поскольку они не оценивали общую спецификацию, их нельзя спросить, можно ли опровергнуть их результаты посредством принятия более общей гипотезы. Оценка общего уравнения может подтвердить возможность одних упрощений (если, например, ряд коэффициентов близок к нулю) и отвергнуть как неправдоподобные другие (подразумевающие исключение переменных с коэффициентами, оценки которых оказались относительно выше оценок их стандартных ошибок). Более того, долгосрочные показатели эластичности, полученные на основе оценки общего уравнения, будут (вследствие коллинеарности между регрессорами) иметь намного меньшие стандартные ошибки, чем отдельные коэффициенты, и не будут подвержены неправильной спецификации вследствие того, что были пропущены какие-либо переменные из общего набора данных.

Даже в рамках метода перехода от общего к частному, по-видимому, существуют альтернативные F -приемлемые конгруэнтные упрощения общего выражения, и мы будем вынуждены выбирать между ними. Каким образом выбирать? Здесь существует четыре отдельных вопроса: каким критериям должна отвечать удовлетворительная модель? Как мы получаем такие модели? Какими свойствами должны обладать наши модели? Как обычно выглядят приемлемые модели? Эти вопросы будут рассмотрены в оставшейся части статьи. Однако вначале нам необходимо решить одну важную проблему.

Процедура АЕР может вызывать возражения, поскольку полученная регрессия была принята отчасти потому, что все ее коэффициенты имеют правильные знаки и являются статистически значимыми, но эти коэффициенты нельзя рассматривать как аргумент «за» или «против» исследуемой гипотезы¹⁰. Однако хотелось бы спросить, что произошло с остальными 999 регрессиями, которые попали в мусорную корзину Смита или Маркса? Подтверждают или отвергают они те же самые гипотезы? Именно эта проблема навела Лимера на мысль, что эконометристы фактически ограничиваются публикацией априорных и апостериорных распределений, а не рассуждениями об экономике (Leamer (1983))¹¹.

Важный вопрос в данном контексте – является ли методология Хендри надежной в этом отношении. Лимер утверждает, что для оправдания использования классической статистической методологии по отношению к регрес-

¹⁰ Регрессионная оценка спецификации уравнения, выбранная на основе предыдущего уравнения, известна как *предтестовая* оценка. Теория распределения таких оценок является достаточно сложной – см. Judge, Bock (1978).

¹¹ Критику этой точки зрения см. в McAleer et al. (1985).

сии, которая была выбрана на основе регрессионных оценок альтернативных спецификаций, нам необходимо обратиться к *аксиоме правильной спецификации* (Leamer (1983)). Эта точка зрения предполагает, что использование классической эконометрической методологии в значительной степени является актом веры. Более привлекательный подход – переформулировать предположение Лимера в *аксиому о независимости пути*, которая гласит: правильность или неправильность определенной спецификации не может зависеть от стратегии исследования, которая порождает данную спецификацию. Эта аксиома предполагает, что вначале должна быть выбрана спецификация, и уже после этого следует осуществить ее проверку. Но использование аксиомы Лимера означает прямо противоположное: мы не утверждаем, что спецификация является верной, а осуществляем ее проверку с тем, чтобы выяснить, является ли она конгруэнтной по отношению к исходным данным. Тестирование спецификации по отношению к общей формулировке (возможно (4)), наряду с другими видами проверки, которые будут рассмотрены в разделе 3, позволяет установить, является ли она правильной. Если это установлено, то мы можем продолжать предварительное тестирование в рамках данной спецификации, не прибегая к аксиоме правильной спецификации¹².

3. КРИТЕРИИ ПРИЕМЛЕМОСТИ МОДЕЛИ

Хендри и Ричард дают шесть критериев выбора модели (Hendry, Richard (1983))¹³.

(i) Модели должны быть *приемлемыми* с точки зрения исходных данных. Это логический критерий – является ли логически возможным сгенерировать данные исходя из этой модели? Наилучшей иллюстрацией данной концепции является существование примеров спецификации, неприемлемой с точки зрения исходных данных. Рассмотрим случай моделирования доли агентов, принимающих определенное действие, например избирателей, голосующих за консерваторов. Эти доли должны находиться в интервале $[0, 1]$. Если зависимая переменная в уравнении определена таким образом, что при ненулевой вероятности она лежит за пределами этого интервала, можно предсказать, что за консерваторов будут голосовать меньше 0% или больше 100% избирателей. Это нарушает критерий приемлемости с точки зрения исходных данных.

¹² Проблема последовательного тестирования состоит в том, что если каждый тест осуществлен на, скажем, 5%-м уровне значимости, размер общей последовательности тестов, вероятно, значительно превысит 5%. Таким образом, если необходимо контролировать общую вероятность ошибки первого рода, каждый отдельный тест должен быть осуществлен при более низком уровне значимости – см. Mizon (1977).

¹³ Порядок их представления в некоторой степени отличается, но я думаю, что это не предполагает существования какого-либо порядка предпочтений. Хендри и Ричард дают такой же список, но опускают пункт (ii), который они ранее рассмотрели в своей статье и который может означать необходимость изменения формулировки пункта (iv) таким образом, чтобы постоянными были только *интересующие* исследователя параметры (Hendry, Richard (1982)).

(ii) Модели должны *соответствовать теории*. Конечно, могут существовать альтернативные теории, но удовлетворительная модель должна соответствовать хотя бы одной из них.

(iii) Удовлетворительные модели должны иметь регрессоры, которые являются (по меньшей мере) *слабо экзогенными*. (В контексте одновременных уравнений это требование относится к переменным-регрессорам уравнений приведенной формы.) При слабо экзогенных регрессорах будет технически верным осуществить обусловливание по определенному набору регрессоров. Если регрессоры не являются слабо экзогенными, то они эндогенны по определению и должны моделироваться совместно (в системе одновременных уравнений). Достаточно очевидно, что нет большого смысла в утверждении, что переменная y объясняется при помощи переменной x , если, в свою очередь, x объясняется при помощи y . Что требуется в данном случае, так это совместное объяснение x и y .

Для определенных целей слабой экзогенности может быть недостаточно. Рассмотрим следующую простую модель:

$$y_t = \alpha + \beta x_t + u_t, \quad u_t \sim \text{NID}(0, \sigma_u^2); \quad (5)$$

$$x_t = \gamma + \delta y_{t-1} + v_t, \quad v_t \sim \text{NID}(0, \sigma_v^2), \quad (6)$$

где $E(u_s v_t) = 0, \forall s, t$. Переменная x_t является слабо экзогенной по отношению к коэффициенту β , который вследствие этого можно соответствующим образом оценить, например при помощи метода наименьших квадратов¹⁴. Но если целью является использование модели (5) для прогноза на более чем один период вперед, необходимо также знать уравнение (6), поскольку любые изменения в чем-то прогнозе y_j изменят значение объясняющей переменной x_{j+1} , необходимой для прогноза y_{j+1} . Слабая экзогенность является достаточной (в большинстве случаев) для проверки гипотез, но для прогнозирования в целом требуется сильная экзогенность, которая представляет собой слабую экзогенность в совокупности с отсутствием обратной связи¹⁵. Таким образом,

¹⁴ Заметим, что переменные являются слабо экзогенными только по отношению к интересующим исследователя параметров, а не ко всем другим переменным. (То же самое касается менее пригодной для этой цели концепции *предопределенности*.) Например, если y_t и z_t имеют совместное нормальное распределение, то будет обоснованным построить регрессию y_t по z_t , принимая z_t как слабо экзогенную переменную, но аналогичным образом можно взять y_t как слабую экзогенную переменную и построить регрессию z_t по y_t . Следовать ли какой-либо из этих альтернатив или не следовать вовсе, зависит от интересующих нас параметров, и это вопрос, который имеет отношение к экономической теории, связывающей y_t и x_t , а не к их статистической взаимосвязи.

¹⁵ Если переменные z должны быть сильно экзогенными, тогда D^3 в сноске 7 (выше) должна сократиться до $D^3(z_t | Z_{t-1}; \psi)$, и это будет означать, что z_t не зависима от всех (прошлых и текущих) значений y_t . Это последнее требование является условием, что y не является переменной, каузальной по Грэйнджеру по отношению к z . Сильная экзогенность эквивалентна слабой экзогенности в совокупности с отсутствием каузальности по Грэйнджеру. Эти взаимосвязи очень четко объясняются в разделе 5 книги Энгла (Engle et al. (1983)).

прогнозные модели имеют тенденцию быть больше и часто действительно намного превышают по размеру модели, используемые для проверки гипотез о поведении агентов в отдельных секторах экономики.

Еще более жестким требованием является *суперэкзогенность*, которая может оказаться необходимой при анализе политики. Предположим, например, что в регрессии:

$$y = X\beta + \varepsilon \quad (7)$$

одна из теоретических переменных характеризует ожидания агентов относительно запаса денег (или темпов его роста), и что это моделируется путем включения в набор переменных X лаговых значений запаса денег. Если органы монетарной политики теперь изменяют правило роста денежной массы, то, вероятно, изменится связь между переменными, характеризующими ожидания, и лаговыми значениями запаса денег, и, следовательно, новая политика приведет к изменению коэффициентов β . С учетом сильной экзогенности X регрессия (7) может давать достаточно хорошие прогнозы, но, в принципе, она может вводить в заблуждение, если использовать ее для анализа альтернативной монетарной политики. Для этого требуется, чтобы вектор параметров β был независимым не просто от значений переменных X , но и от процесса их генерирования. Это произойдет в случае, если спецификация регрессии (7) будет дана с учетом более фундаментальных суперэкзогенных переменных¹⁶.

(iv) Удовлетворительные модели должны демонстрировать *стабильность параметров*. Это особенно важно, если модель предназначена для использования в прогнозировании или имитации политики, так как и то и другое требует, чтобы одни и те же значения параметров применялись внутри и вне выборочного периода. Характерная особенность прикладных исследований Хендри – использование ряда наблюдений в конце выборочного периода для тестирования стабильности оцененной модели. Это можно сделать при помощи стандартного теста Чоу (Harvey (1981), 181). В контексте единственного уравнения:

$$\xi = (\hat{y}_f - y_f)' [I + X_f (X'X)^{-1} X_f']^{-1} (\hat{y}_f - y_f) / s^2 \sim F(n, T - k), \quad (8)$$

где \hat{y}_f – вектор прогнозов для n поствыборочных периодов, обусловленных по значениям переменных-регрессоров X_f, y_f представляют собой фактичес-

¹⁶ Это относится к известной *критике Лукаса* (Lucas (1976)). Суперэкзогенность требует слабой экзогенности, а также того, чтобы векторы параметров ψ и ϕ были независимыми. Технически это означает, что они должны находиться в непересекающихся пространствах Ψ и Φ соответственно. Альтернативный способ представления состоит в том, что не существует вектор μ меньшей размерности, такой что $\psi = \psi(\mu)$ и $\phi = \phi(\mu)$. Суперэкзогенность является достаточным условием того, чтобы вектор параметров был инвариантен, но это не является необходимым условием, поскольку отдельные интересующие нас параметры могут оказаться инвариантными по отношению к изменениям, например, в формировании ожиданий, даже если это затрагивает другие параметры.

кие значения, а s^2 – стандартную оценку дисперсии ошибки. Если этот тест является удовлетворительным, ошибки прогноза не служат подтверждением нестабильности параметров, однако модель может давать плохой прогноз. В этом случае ради точности необходимо, чтобы модель была переоценена для всей выборки (включая последние n наблюдений). Однако если модель не проходит этот тест, она не может адекватно представлять процесс генерирования данных и требует пересмотра спецификации.

(v) Удовлетворительная модель должна *согласовываться с исходными данными*. Это требует, чтобы разности между значениями, рассчитанными по модели, и фактическими значениями были бы случайными в смысле их непредсказуемости исходя из прошлых значений. Чтобы модель была удовлетворительной, на ее основе должно быть невозможным предсказание ошибок в прогнозах. Если такие ошибки можно предсказать, то лучше применить другую модель, которая представляет собой не что иное, как исходную модель, дополненную процессом предсказания ошибок прогноза.

Это имеет значение для серийной корреляции остатков модели, поскольку она является всего лишь систематическим отклонением прогнозов модели от реальности. Именно в этом заключается кардинальное различие между процедурой AER и методологией Хендри. С точки зрения процедуры AER проверка на отсутствие серийной корреляции осуществляется с помощью статистики Дарбина–Уотсона (которая является наиболее действенной при оценке наличия автокорреляции первого порядка), и если такая корреляция обнаружена, производится корректировка посредством преобразования Кокрана–Оркатта. С точки зрения Хендри, такая корректировка совершенно неуместна, так как наличие серийной корреляции в целом будет предполагать, что данную модель нельзя использовать для представления процесса генерирования данных, и решением этой проблемы должна быть не переоценка модели, а пересмотр ее спецификации.

Чаще всего пересмотр спецификации предполагает включение одного или более лаговых переменных-регрессоров. Спецификация:

$$y_t = \alpha + \beta' x_t + u_t \quad (9)$$

при

$$u_t = \rho u_{t-1} + \varepsilon_t,$$

где $\{\varepsilon_t\}$ – белый шум, может быть преобразована в:

$$y_t = \alpha(1 - \rho) + \rho y_{t-1} + \beta' x_t - \rho \beta' x_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (10)$$

Полная версия этого уравнения может быть записана как:

$$y_t = \gamma_0 + \gamma_1 y_{t-1} + \gamma_2' x_t + \gamma_3' x_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (11)$$

Гипотеза о серийной корреляции первого порядка является приемлемой только в том случае, если удовлетворяется условие:

$$\gamma_1\gamma_2 + \gamma_3 = 0. \quad (12)$$

В этом случае серийная корреляция является «удобным упрощением, а не помехой», но обычно это условие не соблюдается, и было правильнее рассматривать статистику, свидетельствующую о существовании серийной корреляции, как указывающую на отсутствие соответствующей лаговой переменной (Hendry, Mizon (1978))¹⁷. Как впоследствии станет ясно, это всего лишь один из случаев применения метода перехода от общего к частному, рассмотренного в разделе 2 (серийная корреляция подразумевает наличие «общего фактора» в распределенных лагах в уравнении (11)).

Такое понимание Хендри серийной корреляции вытекает из того факта, что ошибка в уравнении обусловлена спецификацией модели. С этой точки зрения ошибка ε_t выводится из модели. Это является прямой противоположностью процедуре AER, где предполагается, что $y = X\beta + \varepsilon$ и затем делаются предположения относительно ε . Последнее подразумевает определенный процесс для y , напоминающий анализ по методу Монте-Карло. Однако в эмпирической работе зависимые переменные уже следуют определенному процессу, и предположение, что $y = X\beta + \varepsilon$ подразумевает (если β является постоянным и X описывается известным и независимым процессом) существование процесса для ошибки ε . Любые дополнительные предположения относительно ε , по всей вероятности, должны привести к сверхидентификации. Скорее, попытайтесь определить степень согласованности модели с исходными данными, мы должны выяснить, является ли процесс ε близким к белому шуму. Если это не так, то уравнение нуждается в расширении или пересмотре спецификации¹⁸.

(vi) Удовлетворительная модель должна *включать в себя* широкий круг альтернативных моделей¹⁹. Можно сказать, что одна модель включает другую, если она может объяснить результаты этой второй модели. Хорошая модель должна не только объяснять исходные данные, но также объяснять успех или

¹⁷ Существует трудность, которая заключается в том, что некоторые компоненты x_{t-1} могут быть точно коллинеарны с x_t (например, если x_t содержит временной тренд и сезонные фиктивные переменные). Пусть x_{t-1}^* – субвектор x_{t-1} , который не является точно коллинеарным с x_t , а x_t и γ_2 разбиваются на x_t^* и x_t^{**} и γ_2^* и γ_2^{**} соответственно. Тогда (9) становится $\gamma_1\gamma_2^{**} + \gamma_3 = 0$. См. новаторскую работу Sargan (1964) и ее усовершенствованный вариант в Sargan (1980).

¹⁸ «Подавляющая часть теории оценок из эконометрических учебников базируется на знании «правильной» модели, тогда как большинство практиков хорошо осведомлены, что их модели не соответствуют требованиям по многим параметрам. Следовательно, представляется более полезным попытаться подойти к *построению* эмпирических моделей таким образом, чтобы их остатки были *инновациями* с белым шумом относительно имеющейся информации...» (курсив мой. – К.Г.) (Hendry, Richard (1983), 17).

¹⁹ В модель из работы Hendry, Richard (1982) должны быть включены *все* альтернативные модели! На практике исходные данные вряд ли во всех случаях имеют решающее значение. Более развернутое обсуждение проблемы см. в Mizon (1984); Mizon, Richard (1985).

неудачу альтернативных моделей, полученных на основе одних и тех же данных. Специальная теория относительности включает ньютоновскую механику (которая не могла объяснить результаты Микельсона–Морли), но ее саму включает общая теория относительности (поскольку специальная теория не может объяснить, почему планету Меркурий, находящуюся за Солнцем, можно увидеть во время солнечного затмения).

Предположим, Смит полагает, что:

$$H_{Smith} : y = X\alpha + u, \quad u \sim N(0, \sigma_u^2 I), \quad (13)$$

тогда как Маркс утверждает, что:

$$H_{Marx} : y = Z\beta + v, \quad v \sim N(0, \sigma_v^2 I). \quad (14)$$

Если $X \neq Z$, по крайней мере одна из этих теорий может давать правильное и полное описание экономики²⁰. В реальной выборке существует связь между переменными X и Z , которая может быть представлена как:

$$Z = X\Pi' + w. \quad (15)$$

Это – бесспорно. Π – просто набор коэффициентов регрессии, полученных путем регрессирования переменных Z на переменные X в этой выборке, который может и не иметь теоретической интерпретации. Эта связь подразумевает, что для H_{Marx} :

$$y = X\Pi'\beta + (v + w\beta). \quad (16)$$

Это позволяет Марксу попытаться предсказать результаты Смита, поскольку коэффициенты в этих двух уравнениях (14) и (16), связывающих y с X , равны:

$$\alpha = \Pi'\beta \quad (17)$$

и

$$\sigma_u^2 = \sigma_v^2 + \beta' \sum_w \beta, \quad (18)$$

где \sum_w – выборочная вариационно-ковариационная матрица для w ²¹. Заметим, что это предполагает, что $\sigma_u^2 > \sigma_v^2$, и, следовательно, нет смысла пытаться вклю-

²⁰ Обе теории могут быть в некотором смысле «правильными», так что могут одновременно соблюдаться оба равенства: $E(y_t | x_t) = \alpha'x_t$ и $E(y_t | z_t) = \beta'z_t$. Однако не может быть так, чтобы $E(y_t | x_t, z_t) = \alpha'x_t$ и $E(y_t | x_t, z_t) = \beta'z_t$ (при произвольных значениях α и β), кроме случая, когда $x_t = z_t$ (Mizon (1984)).

²¹ Это требует, чтобы v и w были независимыми переменными. При (слабой) экзогенности $Z - E(Z'v) = 0$. Кроме того, Смит должен говорить о (слабой) экзогенности X , подразумевая, что $E(X'v) = 0$. Но тогда уравнение (11) предполагает, что $E(W'v) = 0$.

чить теорию с меньшей дисперсией ошибки²². Если величина H_{Marx} определена верно, то можно предсказать, какие коэффициенты будут получены в случае использования неправильной спецификации H_{Smith} , а также в какой степени H_{Smith} не согласуется с исходными данными.

Интересно, что оба эти условия можно проверить с помощью классического F -теста на общую гипотезу, включающую другие гипотезы:

$$H_{nesting} : y = Z\beta + X^*\gamma + e, \quad (19)$$

где X^* – субматрица X , которая не является точно коллинеарной с Z . H_{Marx} просто предполагает, что $\gamma = 0$. Таким образом, включение в данную модель других моделей может также рассматриваться как использование метода перехода от общего к частному. Роль $H_{nesting}$ заключается в том, чтобы обеспечить общую схему распределения для H_{Smith} и H_{Marx} , и важно отметить, что необязательно должна существовать теория, интерпретирующая эту гипотезу (Mizon (1984), 142–143). Если и H_{Marx} , и H_{Smith} опровергаются (последняя путем подстановки в $H_{nesting}$ величин Z^* и X), то каждая из этих теорий опровергает другую, и требуется дополнительная работа. (Конечно, вполне возможно, что ни одна из них не будет опровергнута в рамках существующего набора данных.)

Я сейчас перечислил шесть критериев, которым должна соответствовать приемлемая модель. Модель, которая соответствует всем шести критериям, называется *конгруэнтной* по отношению к фактическим данным. Примечательно, что в этом списке отсутствует основной критерий методологии AER – критерий качества оценки модели. Альтернативный подход к спецификации можно охарактеризовать как выбор *простых неподчиненных* моделей (например, Amemiya (1980)). Легко узнаваемая пародия на цель эконометриста – это максимизация R^2 при статистике Дарбина-Уотсона, близкой к 2. В методологии Хендри качество оценки модели не служит явным критерием того, чтобы признать ее хорошим выражением процесса генерирования данных. Однако этот критерий неявно присутствует в принципе включения в данную модель других моделей, поскольку в рамках линейной модели включение предполагает наличие *доминирования дисперсии* (то есть критерия, который указывает, что следует принять модель с наименьшей дисперсией). Хендри просто упоминает, что это один из нескольких критериев, которые желательно использовать (Hendry, Richard (1982), 14).

Понятно, что модель может оказаться приемлемой, несмотря на слабое соответствие фактическим данным. В равной степени, тот факт, что альтернативная модель лучше соответствует фактическим данным, сам по себе не делает ее более подходящей. Последнее, вероятно, наиболее очевидно в контексте феномена сверхподгонки модели: R^2 всегда может быть увеличен путем добавления новых дополнительных объясняющих переменных, но в целом это приведет к очевидной структурной нестабильности вследствие появления

²² Этот комментарий требует оговорки, что в малых выборках необходимо, чтобы $\hat{\sigma}_v^2 > \hat{\sigma}_u^2$, несмотря на (18) как следствие выборочной дисперсии.

дополнительных единиц наблюдения, и тем самым требование стабильности параметров не будет соблюдаться. Чтобы проиллюстрировать первое утверждение, рассмотрим моделирование цен активов, формирующихся на эффективных рынках (например, на фондовом или валютном рынке). Есть все основания полагать, что по крайней мере при очень хорошей аппроксимации эти цены следуют мартингальному процессу и поэтому являются непредсказуемыми. Модель случайного блуждания будет иметь нулевую объясняющую способность в отношении изменения этих цен, но, тем не менее, может быть совершенно приемлемым статистическим выражением²³.

Однако, в более общем виде, качество оценки модели предполагает использование принципа включения. Одно выражение может включать другие, только если оно имеет меньшую дисперсию ошибки, чем эти альтернативные модели. И поскольку мы стремимся к упрощению и тем самым невольно руководствуемся принципом простоты, если одно F -приемлемое упрощение включает в себя другое, то мы используем вторую (более простую) спецификацию. Единственность не гарантируется, но набор возможных выражений будет намного меньше, и все они будут устойчивыми по отношению к существующему набору данных. Таким образом, вполне можно утверждать, что цена определенного актива следует мартингальному процессу относительно одного набора данных, и поэтому, исходя из этого набора данных, является непредсказуемой, но это объяснение может быть включено в альтернативное, согласно которому на основе расширенного набора данных (который включает, например, информацию, полученную от инсайдеров) цены становятся предсказуемыми.

4. ПРИНЦИПЫ ПОСТРОЕНИЯ И ОТКРЫТИЯ МОДЕЛИ

Как следует поступать эконометристу, который намерен найти конгруэнтные упрощения общего выражения процесса генерирования данных (1) (то есть упрощения, которые удовлетворяют шести критериям из раздела 3)? Хендри не дает конкретного совета (Hendry (1985)). Научное открытие – это непременно новаторский и творческий процесс, который невозможно автоматизировать²⁴.

²³ Модель случайного блуждания усиливает мартингальную модель путем добавления условия о постоянстве дисперсии.

²⁴ Позволяет ли подход на основе общего фактора, рассмотренный по отношению к серийной корреляции в разделе 3, обеспечить автоматизацию процесса обнаружения модели? Общая процедура проверки количества общих факторов в выражении без ограничений (вида (4)), основанная на тесте Вальда, была разработана Сарганом (Sargan (1980)) и использована в Hendry, Mizon (1978). Проблема этого подхода состоит в том, что тесты на общий фактор имеют очень низкую действенность в выборках, размер которых обычно используется в эконометрике временных рядов (Mizon, Hendry (1980)). Хендри, по-видимому, отказался от этого подхода, если он вообще когда-либо использовал его в полной мере. Он рассматривает в качестве метода тестирования переход от общего к частному, а не метод открытия модели.

Тем не менее тот же научный взгляд можно выразить множеством других способов. Всегда присутствует определенный элемент выбора, каким образом включить ту или иную гипотезу в эконометрическую модель. Это – вопрос построения модели. Поскольку технические науки могут в не меньшей степени претендовать на аналогию с экономической теорией, чем физика, я использую пример из области инженерного искусства²⁵.

Одним из наиболее очевидных достижений инженеров-механиков является строительство мостов. Для всего мира совершенно очевидны как их успехи в этой деятельности, так и периодические неудачи. Мосты Хендри – это эконометрические модели. Мосты строятся с определенными целями, и то же самое можно сказать об эконометрических моделях. Мост проектируется на основе законов механики и свойств материалов; аналогичным образом, структура эконометрических моделей определяется экономической и эконометрической теориями. Прежде чем мост будет построен, его конструкции должны быть тщательно проверены, например с помощью экспериментов в аэродинамической трубе; точно так же эконометрические модели должны быть тщательно протестированы, прежде чем их можно будет использовать для прогнозирования или анализа политики. Строители мостов должны представить свои проекты и результаты проверки для тщательного изучения профессионалами и общественностью, и то же самое должно быть верно в отношении авторов эконометрических моделей. При строительстве мостов важное значение имеют затраты (там, где несомненно более прочным был бы вольфрам, тем не менее используется сталь), и авторы эконометрических моделей тоже должны действовать в рамках бюджетных ограничений. И хотя неудача в области строительства мостов ведет к более драматичным последствиям, чем ошибочная политика, являющаяся следствием использования для ее разработки и прогнозирования результатов неподходящих эконометрических моделей, в последнем случае потери благосостояния могут быть тоже достаточно большими. Как же тогда должен выглядеть хороший эконометрический мост?

Отчасти это будет зависеть от того, насколько большой будет нагрузка на мост. Для большегрузных автомобилей требуется более прочная конструкция, чем для пешеходов и велосипедистов. В процессе построения эконометрической модели исключительно важно учесть, что от направлений ее использования зависит выбор соответствующей концепции экзогенности. Так, для проверки гипотез в большинстве случаев будет достаточно слабой экзогенности, для прогнозирования в целом требуется сильная экзогенность, а для анализа политики – суперэкзогенность. При прогнозировании или анализе политики важное значение будет иметь временной горизонт. Изменения, которые могли быть незначительными при горизонте в 12 месяцев, могут оказывать решающее влияние на результаты при горизонте в 12 лет. Кроме того, разные проблемы могут требовать различной степени дезагрегирования.

Второй критерий, который использовал бы Хендри, это *устойчивость*. Эконометрические модели тестируются в аэродинамических трубах выбороч-

²⁵ Эта аналогия взята из лекций Хендри для докторантов.

ных данных, и в руках хороших профессионалов они также требуют подтверждения на основе последующих вневыборочных данных (8). Но ни одна фирма, проектирующая гражданские объекты, не получит контракта на строительство моста до тех пор, пока она не сможет гарантировать властям, что мост выстоит при всех возможных непредвиденных обстоятельствах. Какие изменения условий выборки должны беспокоить эконометриста? Оценки с помощью метода наименьших квадратов отражают ковариационную матрицу выборочных данных $T^{-1}X'X$, и та же матрица, построенная в некотором другом пространстве или преобразованная каким-либо иным образом, будет иметь важное значение при прочих процедурах оценки²⁶. Устойчивость требует, чтобы оценки параметров и, следовательно, прогнозы модели и политические рекомендации в будущем не подверглись влиянию, если жизнь подбросит нам другую ковариационную матрицу данных. Если ограничение на вес грузовиков увеличивается с 32 до 36 тонн, то мост не должен нуждаться в укреплении.

Все это относится к главе из «патологического» учебника по процедуре АЕР, озаглавленной «Мультиколлинеарность». Коллинеарность часто рассматривается как проблема, имеющая отношение к исходным данным, и абсолютно верно, что корреляции между данными являются такими, какие они есть. Но в равной степени эконометрист вправе определить матрицу регрессоров X любым из тех способов, который он посчитает наиболее подходящим по отношению к этим данным. Применительно к экспериментам коллинеарность отражает их плохую организацию, а в неизбежно неэкспериментальной эконометрике временных рядов она подразумевает невозможность эффективного использования имеющихся данных. Регрессия:

$$y = W\alpha + \varepsilon, \quad (20)$$

где $W = XA$ и A – квадратная и невырожденная матрица, статистически неотличима от регрессии:

$$y = X\beta + \varepsilon. \quad (21)$$

Однако $X'X$ может произвольно достичь высокой степени коллинеарности при любом предложенном способе измерения, тогда как величина $W'W$ может быть настолько близка к ортогональной, насколько этого можно пожелать²⁷. С точ-

²⁶ $X'\Omega^{-1}X$ в обобщенном МНК и $X'P_ZX$ в инструментальных переменных (где P_Z – проекционная матрица в пространстве, ограниченном инструментальными переменными). Метод максимального правдоподобия с ограниченной информацией асимптотически эквивалентен оценкам при помощи инструментальных переменных и, таким образом, его можно определить как асимптотическую аппроксимацию.

²⁷ Приравнивание A матрице характеристических значений $X'X$ делает матрицу $W'W$ диагональной. Тогда столбцы в матрице A становятся главными компонентами в матрице X . Однако это преобразование переменных X не имеет смысла, поскольку параметры главных компонентов (α) регрессии y в целом не будут подлежать интерпретации.

ки зрения упрощения общей гипотезы (например (17)) устойчивость требует, чтобы мы искали такие упрощения, которые включают переменные, близкие к ортогональным. А именно, рассмотрим регрессию:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + \beta_2 X_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (22)$$

Вероятно, что X_t и X_{t-1} будут достаточно сильно коррелировать, но ту же регрессию можно представить в преобразованном виде:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta X_t + \alpha_2 X_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (23)$$

где $\alpha_0 = \beta_0$, $\alpha_1 = \beta_1$, $\alpha_2 = \beta_1 + \beta_2$. Когда X_t имеет сильную авторегрессию, переменная уровня X_{t-1} и переменная изменения ΔX_t будут почти независимыми. Аналогичным образом, регрессия, включающая распределенный лаг X_t , X_{t-1} и X_{t-2} , может быть преобразована с использованием обозначений эффекта уровня (X), первой разности (ΔX) и второй разности ($\Delta_2 X$). По сути, это – та же процедура, которую использовали Дэвидсон и др. (Davidson et al. (1978))²⁸. Полученный набор близких к ортогональным переменных-регрессоров позволяет получить правильные выводы на основе отдельно взятых оцененных параметров и верно оценить последствия отсутствия в уравнении отдельных регрессоров.

Упрощение с точки зрения переменных, близких к ортогональным, может противоречить еще одному требованию, к выполнению которого следует стремиться при построении эконометрических моделей, а именно, тому, что параметры модели должны подлежать *интерпретации* в рамках экономической теории, и это не просто вопрос соответствия теории. Рассмотрим, например, различия между структурной версией модели и ее приведенной формой. Если первая соответствует определенной теории, то тем более ей должна соответствовать и вторая. Но коэффициенты модели приведенной формы не подлежат интерпретации (по крайней мере, непосредственно). В отношении коллинеарности мы всегда можем найти такие преобразования данных, которые дадут полную ортогональность, но не будет гарантии, что эти коэффициенты можно каким-то образом интерпретировать, и в целом так оно и произойдет.

²⁸ В работе Davidson et al. (1978) упрощение представлено в обозначениях сезонных разностей ($\Delta_4 Y_t = Y_t - Y_{t-4}$) и первой разности этих разностей ($\Delta_1 \Delta_4 Y_t$). Моделирование в терминах сезонных разностей может быть уместным при использовании квартальных данных, если аналогичные кварталы в каждом последующем году более тесно связаны, чем последующие кварталы в рамках одного года. Это будет иметь место, например, если семьи на протяжении ряда лет планируют отпускные расходы относительно своего постоянного дохода, а не принимают решение о проведении отпуска исходя из дохода в текущем году (так что после недели в Блэкпуле в 1985 г. могут последовать две недели на Багамах в 1986 г.). Однако заметим, что, используя уравнение корректировки ошибки, в котором в регрессию включены лаговые переменные уровней, Дэвидсон и др. доказывают, что использование метода сезонных разностей, позволяющего исключить сезонные фиктивные переменные (на том основании, что $\Delta_4 q_t = 0$, если q_t – сезонная фиктивная переменная), является некорректным – см. Hendry, von Ungern-Sternberg (1981).

Почему интерпретируемость имеет важное значение? Можно предположить существование двух причин. Во-первых, несмотря на то что коэффициенты модели приведенной формы могут соответствовать теории, трудно определить, справедливо ли это в отношении любого определенного набора коэффициентов такой модели. Во-вторых, параметры иногда изменяются, и в контексте анализа политика может означать изменение параметров (например, величины налогов). Чтобы использовать наши знания об этих изменениях, мы должны осуществить параметризацию исходя из теоретических (структурных) параметров. Упомянутое выше упрощение Дэвидсона и др., должно быть, таким образом, логически обосновано не только с точки зрения близких к ортогональным переменных-регрессоров, но также с учетом возможности теоретической интерпретации зависимости, представленной с помощью этого подхода. Этому вопросу посвящен следующий раздел статьи.

Третьим критерием, который использует Хендри, является *простота*. Простая спецификация представляет собой эконометрическое применение «бритвы Оккама»: если два конкурирующих объяснения одного явления имеют одинаковую объясняющую способность, то выбирают более простое. Эпистемологическое обоснование принципа простоты вызвало длинные дебаты. Нет никаких оснований предполагать, что простота является неотъемлемой характеристикой мироздания; стремления к простоте не демонстрируют ни биологическая, ни социальная теории эволюции. Поэтому вряд ли разумно предположить, что будет простым процесс генерирования данных в экономике. Но если он не является простым, почему простоту следует рассматривать как желательную характеристику конгруэнтной модели?

Для признания ценности простоты в эконометрике имеются две причины, и обе они относятся к характеристике эконометрических моделей как *приблизительно* адекватных. На уровне практики стремление к простоте обусловлено соображениями, связанными со степенями свободы. Данный временной ряд не позволит дать точную оценку многих параметров, и, даже при использовании предложенной Хендри процедуры ортогонализации, эконометрист будет вынужден выбирать между смещением в результате пропуска переменных и неточностью оценок вследствие включения слишком большого числа объясняющих переменных. Во-вторых, общеизвестно, что человеческий разум имеет ограниченную способность постигать сложные явления. Сложность позволяет *вырождающимся* исследовательским программам отставивать свои исходные предпосылки с помощью *защитной оболочки* дополнительных гипотез (Lakatos (1970))²⁹. Эти дополнительные гипотезы могут быть верными, но есть основания предполагать, что они предназначены для защиты «законных» профессиональных интересов. С этой точки зрения простота побуждает к честности в науке.

Поэтому автор эконометрической модели должен решить, что является важным в отношении (i) теории, (ii) характеристик выборки и (iii) направле-

²⁹ Хендри, по-видимому, сознательно ставит себя в рамки, установленные Лакатасом (Hendry (1985)). Рассмотрение Лакатасом современной экономической теории см. в Cross (1982).

ний использования модели, и стремиться в данном контексте к простой спецификации, удовлетворяющей критериям, представленным в разделе 3. Согласно Хендри, полученная модель должна быть специфицирована с использованием набора близких к ортогональным переменным-регрессорам, удовлетворять предположениям об экзогенности, достаточно сильным с точки зрения целей использования модели, и иметь коэффициенты, которые являются стабильными и подлежат интерпретации в рамках экономической теории.

5. ИМЕЮТ ЛИ ПРИЕМЛЕМЫЕ МОДЕЛИ ОДИНАКОВУЮ СТРУКТУРУ?

В своих прикладных эконометрических исследованиях последнего десятилетия Хендри последовательно использовал спецификацию, ставшую известной как *модель корректировки ошибки* (ЕСМ). Наиболее известный пример – функция потребления Дэвидсона и др. (DHSY) (Davidson et al. (1978)).

Модель корректировки ошибки, которую предложил экономистам Филлипс (Phillips (1954)), впервые была открыто использована в прикладной эконометрике в рамках предложенной Сарганом очень важной модели определения заработной платы в Великобритании (Sargan (1964)). Сарган смоделировал квартальные изменения ставок заработной платы как:

$$\Delta \ln w_t = \beta_0 + \beta_1(\ln p_{t-1} - \ln p_{t-4}) - \beta_2 u_{t-1} - \beta_3(\ln w_{t-1} - \ln p_{t-1}) + \beta_4 t + \psi q_t + \varepsilon_t, \quad (24)$$

где w_t – индекс ставок заработной платы; p_t – индекс розничных цен; u_t – уровень безработицы; в то время как q_t – вектор сезонных и других фиктивных переменных. (Модель также включала уравнение для p_t .) Здесь важный член – это $-\beta_3(\ln w_{t-1} - \ln p_{t-1})$, и если мы включим временной тренд, то можем записать его член как:

$$-\beta_3 \left[\ln \left(\frac{w_{t-1}}{p_{t-1}} \right) - \ln \omega_t \right], \quad (25)$$

где (с соответствующей корректировкой свободного члена):

$$\omega_t = \left(\frac{w_0}{p_0} \right) \exp \left(\frac{\beta_4 t}{\beta_3} \right).$$

Мы можем интерпретировать w_t как *целевую реальную заработную плату*, в направлении которой корректируется фактическая реальная заработная плата w_t/p_t , и, что было естественно в модели, оцененной на основе выборки, ограниченной серединой 1960-х гг., Сарган рассматривал целевую заработную плату как постоянно растущую во времени. В той степени, в какой фактическая реальная заработная плата превышала целевую, изменения ставок заработной платы были бы меньше (вследствие отрицательных значений коэффициента β_3), но если она опускалась ниже целевого значения (по причине изменений, например, в политике регулирования доходов или девальвации

фунта стерлингов), повышение заработной платы могло оказаться большим, чем в других случаях. Таким образом, корректирующий член в модели заработной платы Саргана можно напрямую интерпретировать в рамках гипотезы целевой реальной заработной платы. Хендри вводит аналогичные термины в свои функции потребления, где их наличие меньше всего ожидалось.

Рассмотрим версию модели DHSY применительно к годовым данным (для упрощения показатели инфляции опускаются):

$$\Delta \ln C_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln Y_t - \beta_2 (\ln C_{t-1} - \ln Y_{t-1}) + \varepsilon_t. \quad (26)$$

Это – наиболее простой пример модели корректировки ошибки. Изменение зависимой переменной (логарифма потребления) связано с изменением объясняющей переменной (логарифма дохода) и лаговым расхождением между зависимой и объясняющей переменными. В версии данной модели применительно к квартальным данным возможно появление лагов первых разностей или разностей более высокого порядка объясняющей переменной, а при большей длине лага (обычно равной четырем) зачастую появляется окончательный корректирующий член.

Из уравнения (26) мы можем непосредственно получить долгосрочное соотношение между потреблением и доходом вдоль траектории устойчивого роста³⁰. Именно к нему будет стремиться фактическое соотношение. Если темп роста дохода равен g , то данное соотношение равно:

$$\ln\left(\frac{C}{Y}\right) = \frac{\beta_0 - (1 - \beta_1)g}{\beta_2}. \quad (27)$$

Иногда утверждают, что модель корректировки ошибки следует рассматривать скорее как определяющую класс параметризации модели, а не как класс самой модели. Чтобы убедиться в этом, рассмотрим общий распределенный лаг второго порядка, связывающий логарифм потребления с логарифмом дохода:

$$\ln C_t = \alpha + \sum_{j=1}^2 \beta_j \ln C_{t-j} + \sum_{j=0}^2 \gamma_j \ln Y_{t-j} + \varepsilon_t. \quad (28)$$

Данное уравнение можно легко переписать, без введения каких-либо ограничений, в терминах текущих и лаговых изменений дохода и потребления и набора переменных лаговых уровней:

$$\begin{aligned} \Delta \ln C_t = & \alpha + (\beta_1 - 1) \Delta \ln C_{t-1} + (2\gamma_0 + \gamma_1) \Delta \ln Y_t - (\gamma_0 + \gamma_1) \Delta_2 \ln Y_t \\ & - (1 - \beta_1 - \beta_2) (\ln C_{t-2} - \ln Y_{t-2}) + (\beta_1 + \beta_2 + \gamma_0 + \gamma_1 + \gamma_2 - 1) \ln Y_{t-2}. \end{aligned} \quad (29)$$

Уравнение (29) имеет форму модели корректировки ошибки, но по своему виду оно эквивалентно спецификации (28) без ограничений. Ни одно ограничение не было введено. Однако параметризация модели корректиров-

³⁰ Присутствие показателя темпов роста в ситуации устойчивости вызвало определенную дискуссию – см. Currie (1981); Nickell (1985).

ки ошибки может быть полезной, поскольку близкие к ортогональным регрессоры (здесь это $\Delta \ln Y$ и $\Delta_2 \ln Y$) облегчают простое представление общих распределенных лагов. Причиной является то, что t -статистика переменных уравнения ЕСМ без ограничений (29) дает хорошее представление о последствиях отсутствия этих переменных в упрощенном уравнении. Но если этим все и ограничивается, то модель корректировки ошибки позволит определить лишь подходящую стратегию построения регрессии, что было рассмотрено в предыдущем разделе.

Фактически здесь подразумевается не только это. Используя стратегию ЕСМ, исследователь при желании может устранить или же ограничить влияние переменных, взятых в виде разностей, но не может устранить члены лаговых уровней, поскольку именно эти члены определяют равновесное решение модели. Уравнение (29) предполагает, что при устойчивом равновесии эластичность потребления по доходу будет равна $(\gamma_0 + \gamma_1 + \gamma_2)/(1 - \beta_1 - \beta_2)$. Согласно гипотезе постоянного дохода этот показатель должен равняться единице, что является предметом тестирования модели в рамках данного подхода. В уравнении (29) это можно проверить непосредственно с помощью коэффициента $\ln Y_{t-2}$. Подход ЕСМ к прикладному эконометрическому моделированию исходит из предположения, что долгосрочные пропорциональные взаимосвязи такого рода (с наличием или отсутствием равенства единице коэффициентов пропорциональности) – это именно то, что нам следует ожидать. Если мы строим модель, ограничиваясь использованием переменных, взятых в виде разностей, как это делается в рамках известного подхода Бокса–Дженкинса, то мы не можем ничего сказать о долгосрочных взаимосвязях; и если такие взаимосвязи существуют, наши модели скорее всего, по мере расширения временного горизонта, будут давать все более плохие прогнозы.

Тогда утверждение, что между переменными, как правило, существуют долгосрочные связи, можно понимать как то, что экономические переменные являются *коинтегрированными* (Engle, Granger (1985)). Статистическая теория коинтегрированных процессов в значительной степени основывается на работах Хендри, посвященных моделям корректировки ошибки, которые являются примером использования этой теории. Считается, что переменная x является $I(n)$ (интегрированной порядка n), если ее n -я разность $\Delta_n x$ является *слабо стационарной* (то есть если ее среднее значение и дисперсия не изменяются во времени). В целом, при условии, что мы используем логарифмы, экономические переменные представляют собой либо $I(1)$, либо $I(0)$. И потребление, и доход со временем увеличиваются, и поэтому не могут иметь постоянные средние значения. Исходя из этого, нам следует ожидать, что $\ln C$ и $\ln Y$ будут представлять собой $I(1)$. Если две переменные x и y представляют собой $I(1)$, тогда в общем случае любая комбинация этих переменных, скажем $x - ay$, также будет $I(1)$. Однако здесь может иметь место особый случай, скажем α^* , при котором $x - \alpha^*y$ представляет собой $I(0)$. Если такой особый случай все же существует, x и y являются коинтегрированными переменными. Это означает, что, несмотря на то что значения x и y могут быть сколь угодно большими или маленькими, в долгосрочном периоде они должны быть про-

порциональными друг другу с коэффициентом пропорциональности, равным α^* . Гипотеза постоянного дохода предполагает пропорциональную взаимосвязь именно такого рода³¹. Кроме того, можно сказать, что в экономической теории большей частью используются результаты анализа сравнительной статистики, который позволяет сопоставлять альтернативные равновесные состояния или траектории и мало что дает для анализа динамических изменений. С этой точки зрения, на равновесные решения эконометрических уравнений обычно должны налагаться ограничения, и это легче всего сделать путем использования модели корректировки ошибки.

Привлекательность ЕСМ состоит в том, что она сочетает гибкость при спецификации динамики с несомненно желательными долгосрочными свойствами. Энгл и Грэйнджер показали, что если две или более переменные являются коинтегрированными, то должна существовать ЕСМ, связывающая эти переменные (Engle, Granger (1985)). Коинтеграцию предполагали прикладные исследования Хендри взаимосвязи между потреблением и доходом, а также спроса на деньги³². Последние работы по методам тестирования на единичные корни позволили проводить проверку на коинтеграцию прежде, чем приступить к процедуре моделирования. Как только выполнение этих тестов станет обычной практикой, универсальный характер ЕСМ будет более очевидным³³.

Подобное понимание ЕСМ оставляет открытым вопрос об экономических механизмах, порождающих коинтеграцию. Стандартный способ получения моделей такого типа заключается в том, чтобы прибегнуть к *издержкам корректировки*. Весьма простой пример использования данного подхода предлагают Хендри и Унгерн-Штернберг (Hendry, von Ungern-Sternberg (1981)). Потребители имеют долгосрочное желаемое соотношение между потреблением и доходом K и долгосрочное желаемое соотношение между активами и доходом H (которое со всей очевидностью не может быть независимым от K). Они минимизируют функцию потерь, вызванных недальновидностью³⁴:

$$\Lambda_t = \lambda_1(a_t - y_t - h)^2 + \lambda_2(c_t - y_t - k)^2 + \lambda_3(c_t - c_{t-1})^2, \quad (30)$$

где $h = \ln H$; $k = \ln K$; $c_t = \ln C_t$; $y_t = \ln Y_t$; $a_t = \ln A_t$ и где запасы активов A_t равны:

$$A_t = A_{t-1} + (Y_t - C_t). \quad (31)$$

Компонент издержек корректировки A_t представлен членом $\lambda_3(C_t - C_{t-1})^2$. Траектория корректировки, подразумеваемая данной формулировкой, может быть представлена в форме корректировки ошибки:

³¹ Долгосрочная пропорциональность была исключена в Hendry (1983a).

³² Hendry, Mizon (1978); Hendry (1979); Hendry, Ericsson (1983).

³³ Fuller (1976), 366–382; Dickey, Fuller (1981); Sargan, Bhargava (1983).

³⁴ Хендри и Унгерн-Штернберг включают в функцию потерь дополнительный член $\lambda_4(C_t - C_{t-1})(Y_t - Y_{t-1})$, но это не меняет форму контрольного решения уравнения (32), несмотря на то что приводит к устранению требования, чтобы $\theta_1 = \theta_2 + \theta_3$.

$$\Delta c_t = \theta_0 + \theta_1 \Delta y_t - \theta_2 (c_{t-1} - y_{t-1}) + \theta_3 (a_{t-1} - y_{t-1}), \quad (32)$$

где параметры θ_i являются функциями параметров λ_i уравнения (30) наряду с h и k .

Целевая функция, спецификация которой представлена уравнением (30), предназначена для одного периода. В более общем плане следует ожидать, что агенты будут минимизировать функцию потерь, специфицированную как:

$$\Lambda_t = \sum_{i=0}^{\infty} \delta^i \Lambda_{t+i}, \quad (33)$$

где $\delta = 1/(1 + \rho)$ и ρ – коэффициент дисконтирования. Решение данной модели является несколько более сложным, поскольку планируемое потребление в период t должно зависеть от планируемого потребления в период $t + 1$ и т. д. Систематизированный анализ моделей такого типа дал Никель (Nickell (1985)).

Предположим, что целевой уровень потребления индивида в период t равен $C_t^* = KY_t$ и что он минимизирует функцию потерь:

$$\Lambda = \sum_{i=0}^{\infty} \delta^i \left[\lambda (c_{t+i} - c_{t+i}^*)^2 + (c_{t+i} - c_{t+i-1})^2 \right]. \quad (34)$$

Первый член в уравнении (34) – это штраф за то, что уровень потребления отличается от целевого показателя; второй член – это штраф в виде издержек корректировки. Никель показывает, что решение проблемы минимизации предполагает, чтобы оптимальный уровень потребления в период t был равен:

$$\Delta c_t = (1 - \mu) \left[(1 - \delta\mu) \sum_{i=0}^{\infty} (\delta\mu)^i c_{t+i}^* - c_{t-i} \right], \quad (35)$$

где $0 < \mu < 1$. Отметим отсутствие какого-либо члена в Δc_t^* в уравнении (35). В таком виде уравнение (35) описывает модель частичной корректировки, а не ЕСМ. Изменение текущего уровня потребления является частью $1 - \mu$ разницы между взвешенной суммой будущих целевых уровней потребления и лаговым уровнем. При статичных ожиданиях относительно уровня дохода уравнение (35) упрощается до известного:

$$\Delta c_t = (1 - \mu)(k + y_t - c_{t-1}). \quad (36)$$

Однако в целом ожидания относительно уровня дохода, конечно же, не будут статичными. Фактически при рациональных ожиданиях связь между нынешними ожиданиями будущих уровней дохода и текущим и прежними уровнями дохода будет зависеть от процесса генерирования фактического дохода. Оказывается, что наиболее удовлетворительную простую аппроксимацию подобных процессов можно получить благодаря допущению, что доход определяется авторегрессией второго порядка с дрейфом (то есть, что разница в доходе определяется авторегрессией первого порядка с ненулевым свободным членом):

$$\Delta y_t = \frac{g}{(1-\theta)} + \theta \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (37)$$

где ε_t – белый шум. Формирование рациональных ожиданий будущих уровней дохода с использованием уравнения (37) и подставления результата в уравнение (35) дает нам спецификацию потребления на основе ЕСМ:

$$\Delta c_t = \frac{1-\mu}{1-\delta\mu} \delta\mu g + \frac{1-\mu}{1-\theta\delta\mu} \Delta y_t + (1-\mu)(k + y_{t-1} - c_{t-1}). \quad (38)$$

Следовательно, можно ожидать, что ЕСМ будет результатом частичной корректировки потребления, запаса денег и т. д. до их желаемых значений в сочетании с процессами формирования рациональных ожиданий и генерирования вероятного дохода. Конечно, могут существовать и другие способы, но издержки корректировки и авторегрессии второго порядка встречаются в экономической теории достаточно часто, что говорит о широком использовании моделей данного класса.

6. ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Взгляды Дэвида Хендри на эконометрику можно обобщенно сформулировать следующим образом.

- (1) Процесс генерирования данных, лежащий в основе определенного набора данных, заранее никогда не известен. По этой причине прикладная эконометрика отчасти представляет собой процесс открытия, и следует предположить, что все предлагаемые модели будут иметь неправильную спецификацию.
- (2) Экономисты, занимающиеся прикладными исследованиями, должны стремиться к построению структурных моделей, которые могут быть взяты как аппроксимации процесса генерирования неизвестных данных.
- (3) Ограничения, налагаемые экономической теорией, будут, как правило, казаться скорее равновесных решений данных моделей, чем их краткосрочной динамики. Подобные ограничения зачастую могут быть введены и проверены в рамках модели корректировки ошибки. Универсальный характер данной модели обусловлен тем фактом, что многие важные экономические ряды данных являются коинтегрированными.
- (4) Любая предлагаемая модель должна быть проверена внутри выборки и вне ее. Необходимо задаваться вопросом, адекватно ли модель характеризует исходные данные, а также является ли это описание лучшим по сравнению с теми, которые дают альтернативные спецификации.
- (5) Спецификация уравнений должна осуществляться путем проверки альтернативных упрощений относительно общей гипотезы. Тестирование можно осуществлять с использованием стандартных классических статистических процедур или непосредственных обобщений данных процедур.

В значительной степени эти взгляды, которые соответствуют традиции, сложившейся в Лондонской школе экономики 1950–1960-х гг., разделяют и дру-

гие британские эконометристы-практики. В одной из своих статей (Gilbert (1986)) я показал, что преимущество данной традиции заключается в сочетании акцента Комиссии Коулза на структурном моделировании с методологией статистического анализа временных рядов. В противоположность этому, в Соединенных Штатах существовала тенденция к сохранению различий между этими двумя подходами, в результате чего структурные модели конкурируют с разработкой векторных авторегрессий, не имея с ними точек пересечения.

Поскольку современная британская прикладная эконометрика, и в особенности концепция Хендри, большей частью значительно отличается по стилю от американских исследований тех же самых проблем, наметилась тенденция считать, что британский подход в некотором смысле является экстремальным. Проведенный выше анализ позволяет убедиться в том, что эконометрическая методология Дэвида Хендри, напротив, представляет собой разумный компромисс. Эта методология основана на классических статистических методах, но в то же время придает значение поиску надлежащей спецификации на уровне прикладных эконометрических исследований. Она позволяет логически обосновать то, что всегда делали эконометристы, одновременно указывая на то, как это можно сделать более эффективным образом. Однако наиболее важный тест для любой методологии – это прикладные исследования, которые она порождает. В этом отношении растущее количество опубликованных статей, в которых используются методы, рассмотренные в данной работе, делает эту методологию одним из наиболее плодотворных современных подходов к прикладным экономическим исследованиям.

ЛИТЕРАТУРА

- Amemiya, T. (1980) Selection of Regressors, *International Economic Review*, 21, 331–354.
- Currie, D. (1981) Some Long Run Features of Dynamic Time Series Models, *Economic Journal*, 91, 704–715.
- Davidson, J.E.H., Hendry, D.F. (1981) Interpreting Econometric Evidence: The Behavior of Consumers' Expenditure in the UK, *European Economic Review*, 16, 177–592.
- Davidson, J.E.H., Hendry, D.F., Srba, F., and Yeo, S. (1978) Econometric Modelling of the Aggregate Time Series Relationship Between Consumers' Expenditure and Income in the UK, *Economic Journal*, 88, 661–692.
- Dickey, J.A., Fuller, W.A. (1981) Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series With a Unit Root, *Econometrica*, 49, 1057–1072.
- Engle, R.F., Granger, C.W.H. (1985) *Dynamic Model Specification With Equilibrium Constraints: Cointegration and Error Corrections*, paper presented to the Econometric Society Fifth World Congress, Cambridge, MIT.
- Engle, R.F., Hendry, D.F., and Richard, J.-F. (1983) Exogeneity, *Econometrica*, 51, 277–304.
- Fuller, W.A. (1976) *Introduction to Statistical Time Series*, New York, Wiley.
- Gilbert, C.L. (1986) The Development of British Econometrics, 1945–1985, *University of Oxford Applied Economics Discussion Paper*, 8.
- Hall, R.E. (1978) Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence, *Journal of Political Economy*, 86, 971–987.

- Harvey, A.C. (1981) *The Econometric Analysis of Time Series*, Deddington, Philip Allan.
- Hendry, D.F. (1979) Predictive Failure and Econometric Modelling in Macroeconomics: The Transactions Demand for Money, P. Ormerod (ed.), *Modelling the Economy*, London, Heinemann.
- Hendry, D.F. (1983) Econometric Modelling: The Consumption Function in Retrospect, *Scottish Journal of Political Economy*, 30, 193–220.
- Hendry, D.F. (1985) *Econometric Methodology*, paper presented to the Econometric Society Fifth World Congress, Cambridge, MIT.
- Hendry, D.F., Ericsson, N.R. (1983) Assertion Without Empirical Basis: An Econometric Appraisal of “Monetary Trends in ... the United Kingdom” by Milton Friedman and Anna Schwartz, *Monetary Trends in the United Kingdom*, 22, 45–101.
- Hendry, D.F., Mizon, G.E. (1978) Serial Correlation as a Convenient Simplification, Not a Nuisance: A Comment on a Study of the Demand for Money by the Bank of England, *Economic Journal*, 88, 549–563.
- Hendry, D.F., Pagan, A.R., and Sargan, J.D. (1984) Dynamic Specification, Z. Griliches, M.D. Intriligator (eds), *Handbook of Econometrics*, 2, ch. 18, Amsterdam, North-Holland.
- Hendry, D.F., Richard, J.-F. (1982) On the Formulation of Empirical Models in Dynamic Econometrics, *Journal of Econometrics*, 20, 3–33.
- Hendry, D.F., Richard, J.-F. (1983) The Econometric Analysis of Economic Time Series, *International Statistical Review*, 51, 111–163.
- Hendry, D.F., von Ungern-Sternberg, T. (1981) Liquidity and Inflation Effects on Consumers’ Expenditure, A.S. Deaton (ed.), *Essays in the Theory and Measurement of Consumer Behavior*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Hendry, D.F., Wallis, K.F. (eds) (1984) *Econometrics and Quantitative Economics*, Oxford, Basil Blackwell.
- Judge, G.G., Bock, M.E. (1978) *The Statistical Implications of Pre-Test and Stein-Rule Estimators in Econometrics*, Amsterdam, North-Holland.
- Lakatos, I. (1970) Falsification and the Methodology of Scientific Research Programmes, I. Lakatos, A. Musgrave (eds), *Criticism and the Growth of Knowledge*, Cambridge, Cambridge University Press. (Рус. пер. – Лакатос И. (1995) *Фальсификация и методология научно-исследовательских программ*, Москва, Медиум. – Прим. пер.)
- Leamer, E.E. (1978) *Specification Searches: Ad Hoc Inference With Non-Experimental Data*, New York, Wiley.
- Leamer, E.E. (1983) Let’s Take the Con Out of Econometrics, *American Economic Review*, 73, 31–43.
- Lucas, R.E. (1976) Econometric Policy Analysis: A Critique, K. Brunner, A.H. Meltzer (eds), *The Philips Curve and Labor Markets*.
- McAleer, M., Pagan, A.R., and Volker, P.A. (1985) What Will Take the Con Out of Econometrics? *American Economic Review*, 75, 293–307.
- Mizon, G.E. (1977) Model Selection Procedures, M.J. Artis, A.R. Nobay (eds), *Studies in Modern Economic Analysis*, Oxford, Basil Blackwell.
- Mizon, G.E. (1984) The Encompassing Principle in Econometrics, D.F. Hendry, K.F. Wallis (eds), *Econometrics and Quantitative Economics*, Oxford, Basil Blackwell, 135–172.
- Mizon, G.E., Hendry, D.F. (1980) An Empirical Application and Monte Carlo Analysis of Tests of Dynamic Specification, *Review of Economic Studies*, 47, 21–46.
- Mizon, G.E., Richard, J.-F. (1985) The Encompassing Principle and Its Application to Non-Nested Hypothesis, *Econometrica*, 54, 657–678.

Nickell, S. (1985) Error Correction, Partial Adjustment, and All That: An Expository Note, *BULLETIN*, 47, 119–131.

Phillips, A.W. (1954) Stabilization Policy in a Closed Economy, *Economic Journal*, 64, 290–323.

Sargan, J.D. (1964) Wages and Prices in the United Kingdom: A Study in Econometric Methodology, P.E. Hart, G. Mills, and J.K. Whittaker (eds), *Econometric Analysis for National Economic Planning*, London, Butterworths.

Sargan, J.D. (1980) Some Tests of Dynamic Specification for a Single Equation, *Econometrica*, 48, 879–897.

Sargan, J.D., Bhargava, A. (1983) Testing Residuals From Least Squares Regression for Being Generated by the Gaussian Random Walk, *Econometrica*, 51, 153–174.

Surrey, M.J.C. (1974) *An Introduction to Econometrics*, Oxford, Oxford University Press.

Trivedi, P.K. (1984) Uncertain Prior Information and Distributed Lag Analysis, D.F. Hendry, K.F. Wallis (eds), *Econometrics and Quantitative Economics*, Oxford, Basil Blackwell, 173–210.

Wonnacott, R.J., Wonnacott, T.H. (1970) *Econometrics*, New York, Wiley.

Перевод Юрия Валевича, Игоря Пелинася