

Домнич Егор Леонидович,
старший лаборант-исследователь
сектора экономики инноваций Института экономических исследований
Дальневосточного отделения Российской академии наук

МЕТОДОЛОГИЧЕСКИЕ ПРОБЛЕМЫ ОЦЕНКИ ПАТЕНТНОЙ ЭФФЕКТИВНОСТИ ЗАТРАТ НА НИОКР

В статье рассматриваются методологические проблемы оценки патентной эффективности затрат на НИОКР, обусловленные экономической сущностью научно-технологической деятельности. Дается обзор подходов к экономико-статистическому анализу эффективности производства формализованных знаний в рамках отдельной фирмы и в национальной экономике. Анализируются основные экономические результаты оценки патентной эффективности научных затрат на микро- и макроуровне. Обосновываются важнейшие предпосылки и ограничения оценки патентной эффективности затрат НИОКР на макроуровне.

Ключевые слова: патент, научно-инновационная политика, экономико-статистический анализ, НИОКР, эффективность.

1. Актуальность оценки патентной эффективности научных затрат. Эффективность национальной науки является важнейшим фактором увеличения благосостояния современного общества. Возможности количественного анализа всего многообразия эффектов научной деятельности ограничены диапазоном статистических индикаторов, наблюдаемых в течение длительного периода времени, сопоставимого со сроком отдачи от научных исследований. Патентная активность и затраты НИОКР являются наиболее распространёнными индикаторами не только научно-технологической, но и инновационной деятельности вообще. Эти показатели используются также для

сравнительного анализа эффективности государственной научно-инновационной политики и разработки стратегических целей национального научно-технологического развития. Выделяются три основные функции патентной статистики как средства измерения: 1) мера инновационной активности; 2) мера распространения инноваций в пространстве; 3) мера эффективности НИОКР, регионально-отраслевой структуры научных изысканий [7]. Экономико-статистический анализ патентной активности предполагает выявление закономерностей на двух стадиях инновационного цикла: научно-технологической (оценка эффективности создания новых знаний) и производственно-внед-

ренческой (оценка эффективности использования новых знаний). В данной работе рассматриваются проблемы получения адекватных оценок на микро- и макроуровне в рамках первой стадии.

Как статистические индикаторы патенты и затраты НИОКР обладают комплексом преимуществ и недостатков. Преимуществами патентной статистики являются следующие свойства патентов: 1) патенты, как правило, напрямую связаны с инновациями, поскольку защита изобретения предполагает его коммерческую эксплуатацию; 2) данные о патентах охватывают значительный диапазон технологий, по которым любая другая статистика не существует; 3) содержание каждого патента структурировано по нескольким признакам (страна происхождения, категория технологии, степень новизны, число звеньев и т. д.), что позволяет учесть множество аспектов инновационной динамики; 4) процедура сбора, концентрации и доступа к патентной статистике подразумевает практически 100%-ный охват явления (защита интеллектуальной собственности, монопольного обладания ноу-хау или технологией) с высокой достоверностью.

К недостаткам количества патентов как измерителя научно-инновационной активности следует отнести: 1) статистическое распределение хозяйственной значимости патентов обычно является смещённым, поскольку некоторые патенты

не имеют практического применения (их хозяйственная ценность равна нулю), в то время как значимость других весьма существенна; 2) патентование многих изобретений невозможно, поэтому авторами используются иные средства защиты интеллектуальной базы данных инноваций; 3) на патентную активность оказывает воздействие региональная и отраслевая специфика страны происхождения; 4) различия в патентном регулировании, строго говоря, не позволяют напрямую сравнивать патентную активность в разных странах; 5) изменения в патентном законодательстве затрудняют оценку тенденций развития явления.

Как отмечал Ц. Грилихес, «несмотря на все трудности, патентная статистика является уникальным источником для анализа процессов, связанных с техническим прогрессом. Никакой другой индикатор не может сравниться с ним по объёму, доступности, а также полноте отражения отраслевых, организационных и технологических аспектов инноваций» [13]. Схожее мнение высказывает Б. Годин в отношении индикаторов затрат НИОКР, называя его «самым лелеемым» научно-технологическим показателем [8]. Важными достоинствами затрат НИОКР являются: унифицированная система наблюдения по странам, обязательный охват и детализация затрат по основным источникам и исполнителям, ежегодность наблюдений (отдель-

ные научно-инновационные индикаторы на макроуровне наблюдают с интервалом 2-4 года), сочетание экономических свойств затратного и результативного индикатора. Основным недостатком индикатора затрат НИОКР можно назвать ограниченность учитываемых в нём расходов сферой исследований и разработок, в то время как оценка и сравнение издержек по рутинным операциям, связанным с коммерциализацией научных результатов, затруднены.

С методической точки зрения существует ещё один довод в пользу изучения патентной эффективности затрат НИОКР. Несмотря на то что число патентов, бесспорно, даёт смещённую оценку инновационной активности (по причинам, указанным выше), данный индикатор, с точки зрения математической статистики, обладает многими свойствами, которыми бы обладал «идеальный» индикатор инновационной активности, который можно определить как «точное число инноваций в единицу времени». К таким свойствам следует отнести, прежде всего, целочисленную природу явления, независимость отдельных наблюдений, значительное (иногда – многократное) превышение дисперсии над усреднённой тенденцией, обратную связь с научными затратами и малую вероятность наступления каждого события.

2. Экономико-статистическая оценка патентной эффективности научных затрат. В литературе раз-

работана система эконометрических моделей счётных данных, учитывающая дискретную и неотрицательную природу наблюдаемого числа патентов и специфические свойства панельных выборок. Дискретность патентной статистики обуславливает нелинейность данных, асимметрию остатков уравнений и, как следствие, неприменимость линейного регрессионного анализа. Специфика инновационных процессов, которые могут как продолжаться, так и приостанавливаться, влечёт ненормальность статистического распределения регрессоров, и прежде всего, расходов НИОКР, которые (при достаточно репрезентативной выборке фирм, отраслей или регионов) в отдельных наблюдениях равны нулю. Чем большую совокупность объектов охватывает выборка (например, не только инновационно-активные, а все фирмы в отрасли), тем больше частота встречаемости нулей в матрице регрессоров и тем менее нормальным является их распределение вопреки общим законам статистики (чем больше выборка – тем нормальнее распределение индикаторов).

Третья проблема измерения связана с пространственным аспектом измерения и обусловлена гетерогенностью, уникальностью каждого объекта наблюдения – источника патента (региона, отрасли, фирмы или индивида), обладающего рядом внутренних уникальных и трудноизмеримых напрямую характеристик. В качестве таких ха-

рактик можно назвать, например, желание региональных властей развивать инновационную инфраструктуру или отношение инженеров компании к созданию новых образцов продукции. Данные воздействия контролируются в рамках моделей с фиксированными и случайными эффектами. Часто существует тесная положительная связь между ненаблюдаемыми внутренними характеристиками объектов такого рода и затратами НИОКР (чем интенсивнее желание заниматься новациями, тем большим объемом средств на НИОКР располагает фирма). В таком случае модель случайных эффектов неприменима, и наилучшие оценки даёт модель с фиксированными эффектами. Однако модель с фиксированными эффектами основывается на предположении о строгой экзогенности (другими словами, отсутствии обратной связи) НИОКР по отношению к патентам, что редко соответствует действительности. Данное обстоятельство существенно усложняет как используемый математический аппарат, так и экономическую интерпретацию результатов его применения. Кроме того, использование модели с фиксированными эффектами снижает число степеней свободы в уравнении (ухудшает статистические свойства оценок). Решение данной дилеммы в исследованиях, как правило, сводится к получению оценок по обоим моделям

(фиксированных и случайных эффектов).

Четвёртая проблема заключается в том, что экономическая интерпретация нулевых значений патентной статистики представляет собой отдельную от анализа положительных значений задачу, притом весьма нетривиальную. Отсутствие у объекта наблюдения (фирмы, региона, отрасли, индивида) патентов в отчётном периоде экономически может означать как неэффективность научных исследований, так и принципиальное нежелание получать патент. Это две наиболее очевидные, но, видимо, не исчерпывающие причины, почему число патентов может принимать нулевые значения (сюда можно также добавить административно-бюрократические ограничения). Таким образом, вероятность нулевого значения патентного процесса может не зависеть от факторов, влияющих на вероятности остальных значений. Данная проблема находит решение в так называемых «моделях преодоления препятствий», однако, как отмечается в классических работах по анализу патентной эффективности научных затрат, наиболее простым способом её решения является удаление из выборки наиболее проблемных объектов, генерирующих наибольшее число нулей [20; 15].

Простейшим способом учесть экономические особенности патентной деятельности и отправной точкой более сложных моделей в

литературе признаётся использование метода максимального правдоподобия (ММП), условного метода максимального правдоподобия (УММП) либо нелинейного метода наименьших квадратов (НМНК) в экспоненциальной модели, основанной на пуассоновском либо отрицательно-биномиальном распределении числа патентов. Распределение Пуассона описывает вероятность наступления событий, происходящих изредка, случайно и независимо друг от друга. Важным свойством распределения Пуассона является равенство между первыми двумя моментами, т. е. средним по генеральной совокупности (матожиданием) и дисперсией. Таким образом, в технико-экономическом плане, пуассоновский процесс допускает, что информационная ценность уникальных, выбивающихся из общего ряда наблюдений (патентов, статей, индивидов) как минимум, не ниже усреднённой тенденции развития, обобщающего тренда, что вполне соответствует общепринятому отношению к результатам научной деятельности как к штучной, но социально значимой продукции.

В эмпирических выборках это допущение часто нарушается (возникает сверхдисперсия, т. е. ситуация когда усреднённые оценки дают недостаточно объективную статистическую картину действительности вследствие множества уникальных наблюдений), что является важным ограничением его практического применения. В таком случае исполь-

зуются разновидности пуассоновского распределения, допускающие ещё большую информационную значимость частных случаев. В то же время отмечается, что распределение Пуассона обладает замечательной устойчивостью оценок, которые остаются состоятельными и асимптотически нормальными даже при несоответствии эмпирических данных теоретической модели [22]. Кроме того, сумма независимых пуассоновских случайных величин также имеет распределение Пуассона, что удобно при перенесении методики анализа с микро- на макро-

уровень. Пусть n_{it} – число патентов, полученных субъектом i в момент времени t . Тогда условное матожидание n_{it} , как события, на которое воздействует множество регрессоров X_{it} , равно $E(n_{it} | X_{it}) = \lambda_{it} = e^{X_{it}\beta}$, или $\ln \lambda_{it} = X_{it}\beta$, где λ_{it} – среднее и дисперсия распределения числа патентов. Экономический смысл бета-коэффициентов в данном случае может трактоваться как эластичность среднего числа патентов по регрессорам, т. е. оценка, на сколько процентов изменится среднее число патентов при изменении регрессора на один процент [22]. Поскольку значение экспоненты всегда положительно, среднее число патентов здесь всегда будет больше нуля. Функция плотности распределения Пуассона имеет вид

$$pr(n_{it}) = \frac{e^{-\lambda_{it}} \lambda_{it}^{n_{it}}}{n_{it}!} \quad (1)$$

Здесь параметр λ_{it} обусловлен X_{it} , в то время как фактор случайности следует из пуассоновского распределения n_{it} [15]. Логарифмическая функция правдоподобия

$$L(\beta) = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (n_{it}! - e^{X_{it}\beta} + n_{it} X_{it}\beta) \quad (2)$$

Данная функция обладает глобальным максимумом, поэтому оценка её параметров может быть выполнена широким диапазоном способов. Такая модель обладает существенными преимуществами перед МНК в терминах величины остатков. Остатки уравнения целесообразно оценить в стандартизированной форме $\varepsilon_{it} = (n_{it} - \lambda_{it}) / \sqrt{\lambda_{it}}$. Тестирование адекватности модели, предполагает проверку априорных предположений о независимости наблюдений и равенства двух первых моментов. Как правило, оба предположения оказываются несостоятельными: остатки оказываются коррелированными между собой и с регрессорами (т. е. патентная активность одного субъекта хозяйственной деятельности влияет на другого, а затраты на НИОКР в свою очередь обуславливаются рядом ненаблюдаемых факторов), и условная дисперсия намного превышает условное матожидание (вследствие неоднородности объектов наблюдения).

Последнее обстоятельство (превышение дисперсии над матожиданием) в данном случае есть следст-

вия выборки из N субъектов (фирм, индивидов, регионов) за T периодов времени определяется [15] как

вие первых двух (т. е. неоднородности объектов наблюдения и взаимной обусловленности патентной активности нескольких агентов рынка) [21]. Выделяется три направления исследований, затрагивающие данную проблему: 1) посвящённые идентификации проблемы сверхдисперсии, т. е. значительного превышения дисперсией матожидания; 2) посвящённые разработке более общих моделей, предусматривающих явление сверхдисперсии без ухудшения качества статистических оценок и 3) посвященные корректировке пуассоновской модели с целью получения достоверных статистических оценок. С точки зрения данной классификации, в настоящей статье суммируются результаты важнейших исследований в рамках второго и третьего направления, тогда как первое, по нашему мнению, может быть опущено без потери экономического смысла работы.

Для разрешения проблемы ненаблюдаемой пространственной неоднородности данных, в литературе разработан переход к более общей, составной пуассоновской

модели, предусматривающей наличие случайного члена ε_i , постоянного для каждого объекта наблюдения в течение всего временного интервала. Случайный член ε_i , контролирует влияние неучтённых экзогенных факторов, либо ошибок

измерения (модель случайных эффектов). Уравнение для условного математического ожидания принимает вид $\ln \lambda_{it} = X_{it}\beta + \varepsilon_i$, а функция плотности вероятности при функции плотности вероятности случайного члена $g(\varepsilon_i)$ становится

$$pr(n_{it}) = \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{e^{-\exp(X_{it}\beta + \varepsilon_i)} e^{(X_{it}\beta + \varepsilon_i)^{n_{it}}}}{n_{it}!} g(\varepsilon_i) d\varepsilon_i \quad (3)$$

Данная модель в таком общем виде практически не используется в эконометрических расчётах в силу своей сложности, однако является отправной точкой дальнейших рассуждений, сводящихся к принятию предположений относительно вида функции распределения. Традици-

онно для этой цели используется гамма-распределение с параметрами $(1, \delta)$, независимыми и одинаково распределёнными. Функция плотности вероятности составной пуассоновской модели принимает вид, типичный для отрицательного биномиального распределения:

$$pr(n_{it}) = \frac{\Gamma(e^{X_{it}\beta} + n_{it}) \delta^{\exp(X_{it}\beta)}}{\Gamma(e^{X_{it}\beta}) \Gamma(n_{it} + 1) (1 + \delta)^{\exp(X_{it}\beta) + n_{it}}} \quad (4)$$

Логарифмическая функция правдоподобия такого распреде-

ления, используемая для оценки бета-коэффициентов имеет вид

$$L(\beta) = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (\ln \Gamma(e^{X_{it}\beta} + n_{it}) - \ln \Gamma(e^{X_{it}\beta}) - \ln \Gamma(n_{it} + 1) + e^{X_{it}\beta} \ln \delta - (e^{X_{it}\beta} + n_{it}) \ln(1 + \delta)) \quad (5)$$

Условное среднее и условная дисперсия отрицательного биномиального распределения равны

$$E(n_{it} | X_{it}) = \lambda_{it} \quad (6)$$

$$V(n_{it} | X_{it}) = \left(\frac{1 + \delta}{\delta} \right) \lambda_{it} \quad (7)$$

Таким образом, данное распределение допускает превышение дисперсии числа патентов над средним числом, и, описывая бо-

лее широкий круг явлений, чем распределение Пуассона, при определённых обстоятельствах даёт более эффективные оценки параметров (если параметр δ стремится к бесконечности, отрицательное биномиальное распределение превращается в пуассоновское). Представленные выше идеи получили своё развитие в методологии

анализа патентных данных, основанной на методах псевдо-максимального правдоподобия (МПМП) и квази-обобщённого псевдо-максимального правдоподобия (МКОПМП), позволяющих в том или ином смысле улучшить оценки параметров, однако не решающих каких-либо особенных задач экономического измерения, что позволяет нам ограничиться ссылками на наиболее известные работы по данному направлению [10; 5; 11].

Важным априорным предположением отрицательной биномиальной модели, а также моделей на основе МПМП и МКОПМП является некоррелированность ненаблюдаемых индивидуальных характеристик ε_i от регрессоров X_{it} , что, по мнению большинства авторов, является недопустимо сильным допущением. Корреляция затрат НИОКР (как важнейшего регрессора) с ненаблюдаемыми индивидуальными характеристиками объектов наблюдения приводит к получению несостоятельных оценок. Несложно заметить, что объём финансирования, которым располагает научный сектор фирмы, отрасли или региона, а также отдель-

ный исследователь, напрямую зависит от ряда уникальных и статистически ненаблюдаемых характеристик: опыта, мотивации, квалификации, коммуникабельности и тому подобных качеств, каждое из которых также влияет и на патентную активность. Стандартным решением данной проблемы является использование модели с фиксированными эффектами на панельных данных.

Применительно к патентным производственным функциям здесь разработано два подхода: первый, основанный на условном методе максимального правдоподобия (УММП), разработанный в пионерной работе [15] и второй, основанный на нелинейном обобщённом методе моментов (ОММ), предложенный значительно позднее [19] и развитый в работах [1; 4]. Чтобы элиминировать индивидуальные эффекты объектов наблюдения (фирм, индивидов) из распределения зависимой переменной (числа патентов n_{it}) Дж. Хаусман, Б. Холл и Ц. Грилихес [15] разрабатывают условное распределение n_{it} при условии заданной суммы патентов каждой фирмы за весь период T :

$$pr(n_{i1}...n_{iT} | \sum n_{it}) = \frac{\left(\sum_t n_{it}\right)!}{\prod_t (n_{it}!) } \prod_t \left(\frac{\tilde{\lambda}_{it}}{\sum_t \lambda_{it}} \right)^{n_{it}} \quad (8)$$

где $\tilde{\lambda}_{it} = \lambda_{it} \tilde{\alpha}_i$ – стохастическая (в отличие от детерминированной λ_{it}) переменная, которую можно понимать как среднее число патен-

тов, скорректированное на индивидуальный эффект $\tilde{\alpha}_i$. Данный приём позволяет удалить индивидуальные эффекты объектов на-

блюдений из распределения зависимой патентной переменной относительно суммы патентов за весь период наблюдения. Обозначив через $s_{it} = n_{it} / \sum_i n_{it}$ долю патентов текущего года в общем числе

$$L(\beta) = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \Gamma(n_{it} + 1) - \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T n_{it} \ln \sum_{s=1}^T e^{-(X_{it} - X_{is})\beta} \quad (9)$$

Следует заметить, что предложенная авторами модель даёт состоятельные оценки лишь при строгой экзогенности объясняющих переменных (здесь – затрат на НИОКР). Это достаточно сильное утверждение, учитывая, что сам факт патентования может инициировать дополнительное финансирование исследований, а некоторые разновидности научных затрат (в первую очередь, это ОКР, расходы на разработку и тестирование новой продукции), как правило, следуют за получением патента. Чем выше экономическая значимость отдельного патента, тем больший объём дополнительных затрат НИОКР он обусловит. Соответственно, проблема нарушения строгой экзогенности тем острее, чем больше удельный вес коммерчески-ориентированных агентов рынка (в первую очередь, частных фирм) в выборке (характерно для микроэкономических выборок). Наоборот, если объектом выборки является некая совокупность территорий (городов, регионов, стран), то в структуре патентов увеличивается удельный вес охранных документов, принадлежащих вузам и НИИ, патентная активность которых за-

патентов, авторы получают логарифмическую функцию правдоподобия для модели фиксированных эффектов при дискретной зависимой переменной:

частую направлена на укрепление научного престижа заведения, и требование экзогенности затрат НИОКР удовлетворяется на такой выборке в большей степени. Применение ОММ, позволяет ослабить условие строгой экзогенности [19].

Данный приём предполагает введение в модель инструментальных предикативных переменных $z_{is} \forall s \leq t$, вместе с зафиксированной для каждого объекта во времени ошибкой ε_i , задающих условное распределение матожидания патентной статистики

$$E(n_{it} | z_{is}, \varepsilon_i) = e^{X_{it}\beta + \varepsilon_i}, \forall s \leq t \quad [5]$$

В исследованиях в качестве инструментальных переменных наиболее часто используются предыдущее число патентов и накопленный научный капитал, понимаемый как кумулятивная сумма затрат НИОКР в постоянных ценах, скорректированная на априори задаваемую норму амортизации. В первом случае статистические оценки как бы корректируются на патентную историю каждой фирмы, во втором – на накопленные исследовательские мощности.

С целью избавиться от ненаблюдаемых фиксированных эффек-

тов производится т. н. квази-дифференциальное преобразование $E(n_{it} - n_{it+1} e^{(X_{it} - X_{it+1})\beta} | z_{is}) = 0, \forall s \leq t$.

Поскольку множество z_{is} датируется периодом s , данные условия ортогональности являются валидными исходя из условия о слабой экзогенности регрессоров (принять гипотезу о строгой экзогенности инструментальных переменных, как правило, невозможно). То есть, по большому счёту, ОММ лишь сглаживает остроту проблемы взаимной обусловленности переменных, возникающей вследствие существования обратных связей в структуре инновационного процесса. По сравнению с методами, основанными на использовании пуассоновского и отрицательного биномиального распределения, ОММ обладает рядом преимуществ. Прежде всего, он не требует равенства между первыми двумя условными моментами. Кроме того, он допускает гетероскедастичность и серийную корреляцию в остатках. Однако, цена такой высокой устойчивости – в целом, менее эффективные по сравнению с ММП оценки.

Рассмотрим теперь проблему коррелированности между остатками уравнения патентной производственной функции. Она может интерпретироваться как проблема неправильной спецификации модели в целом [6]. В случае если патентная активность прошлых периодов является весомой детерминантой числа патентов в настоящем, тогда игнорирование этого

обстоятельства в модели может отразиться в виде корреляции остатков. Данная идея лежит в основе так называемой линейной модели обратной связи, также оцениваемой с помощью ОММ и использующей данные о числе полученных в прошлом периоде патентов в качестве одного из основных регрессоров [5]. Таким образом, получается динамическая спецификация модели, позволяющая в значительной степени нивелировать коррелированность остатков уравнения.

Большой интерес при изучении патентной отдачи от затрат НИОКР представляют так называемые «модели преодоления препятствий», позволяющие задавать разные распределения для нулевых значений патентной статистики и для остального массива данных. В данных моделях нулевые результаты могут появляться в двух режимах. В первом режиме результирующий показатель – всегда 0 (плотность его вероятности, например, может задаваться показательным законом распределения). Во втором режиме работает обычный (для патентов – пуассоновский) процесс, который может принимать как нулевые, так и ненулевые значения. Если экономический агент имеет априорную установку не патентоваться в принципе (допустим, считая это экономически нецелесообразным), срабатывает первый режим и модель всегда выдаёт нулевые значения числа патентов. В обратном случае число

патентов распределено по закону Пуассона и может принимать как нулевые, так и любые целочисленные значения. Однако в рамках второго режима «нет патентов» несёт уже иную смысловую нагрузку: получить патент хотелось, но не удалось.

3. Результаты оценки патентной эффективности научных затрат на микроуровне. Укажем на важнейшие закономерности взаимодействия затрат на исследования и разработки и патентных индикаторов на микроуровне, описанные в литературе. Для большинства указанных ниже работ характерно использование статданных по крупным технологичным фирмам США и Великобритании как правило, действующих на рынках двух и более стран. При описании результатов расчётов акцент делается на обобщённых выявленных закономерностях, поэтому развёрнутого описания выборок не приводится.

Исследование А. Пэйкса и Ц. Грилихеса [20] считается наиболее ранней работой, посвящённой разработке адекватной методики оценки воздействий затрат НИОКР на патентную активность. Применяв линейную модель метода наименьших квадратов (МНК), исследователи установили, что позитивная и статистически значимая эластичность патентов по НИОКР существует в текущий момент времени и в момент, соответствующий максимальному лагу (5 лет в модели авторов). В то же время большинство

из промежуточных коэффициентов не значимо, а многие имеют отрицательное значение. Комментируя данный результат, авторы связывают его с методологическим аспектом эконометрического исследования. Значительный коэффициент при текущих затратах НИОКР объясняется эффектом одновременного смещения, а высокая эластичность по НИОКР пятилетней давности – эффектом усечения, т. е. значение регрессора с максимальным лагом вмещает в себя информацию обо всех НИОКР, осуществлённых ранее этого года.

В исследованиях [14; 15] был разработан ряд моделей множественного дискретного выбора, учитывающих особенности патентной статистики на основе условного метода максимального правдоподобия (УММП). Важно, что авторами была составлена внушительная панельная выборка 650 фирм США, использовавшаяся неоднократно в последующих исследованиях. Расчёты с использованием пуассоновской модели позволили получить результаты, аналогичные с выводами Пэйкса и Грилихеса: большие по модулю, положительные и статистически значимые коэффициенты текущего и последнего лагового значения затрат на НИОКР. Авторы замечают, что данный U-образный паттерн нельзя считать экономически обоснованным по причине неадекватности модели в целом. Проигнорировав индивидуальные эффекты фирм, исследователи получили уравнение, в котором при-

существует автокорреляция остатков. В обобщенной версии модели были получены экспериментальные оценки эластичностей, основанные на пуассоновском и отрицательно-биномиальном распределении, с коррекцией на фиксированные и случайные эффекты. Установлено общее снижение размера коэффициентов, сильно отличающихся в моделях с фиксированным и случайным эффектами, и отсутствие описанной ранее U-образной зависимости.

Дж. Монталво [19] обобщил процедуру вычисления УММП, разработав оценку на основе ОММ. Воспользовавшись той же статистической выборкой, что и предыдущие исследователи, Монталво не получил при этом ни одного экономически интересного результата, поскольку все коэффициенты в его модели с тремя лагами затрат НИОКР оказались не значимыми. Р. Бланделл, Р. Гриффит и Ф. Виндмайер [1], используя часть статистической выборки Дж. Хаусмана, Б. Холла и Ц. Грилихеса [15], где есть данные о предыдущей динамике патентной активности, предложили альтернативную оценку эффективности затрат НИОКР. Используя как УММП, так и ОММ, они предложили использовать лаговое значение числа патентов в качестве переменной, отвечающей за индивидуальные особенности фирм. По мнению исследователей, поскольку затраты НИОКР со статистической точки зрения есть ярко выражен-

ный авторегрессионный процесс, данная оценка фиксированных внутрифирменных эффектов позволяет получить наиболее точные результаты. В то же время, единственный статистически значимый коэффициент при текущих затратах НИОКР, полученный авторами, практически совпадает при УММП и ОММ и мало отличается от альтернативных оценок Дж. Хаусмана, Б. Холла и Ц. Грилихеса [15]. Таким образом, наибольшее сходство оценок, полученных по разным методикам, наблюдается для эффективности текущих затрат НИОКР.

В исследованиях А. Яффе [17], А. Яффе и Дж. Лернера [18] Б. Крепона и Е. Дагета [4] и А. Ху и Г. Джефферсона [16] (последнее – на выборке промышленных фирм Китая) использована иная спецификация модели с множественным дискретным выбором, учитывающая также ряд дополнительных экономических факторов, а в самих исследованиях наметился сдвиг к получению сугубо экономических результатов с использованием эконометрических достижений предшественников. Ограничиваясь текущими значениями затрат НИОКР, эти авторы вводят в модель такие дополнительные переменные, как технологические внешние эффекты, переменные структуры рынка и отрасли, прямые иностранные инвестиции и ряд других, число которых постоянно расширяется. Как результат, во многих исследованиях установлено, что данные «второстепен-

ные» переменные, вводимые в модель в инструментальных целях корректировки пространственной неоднородности, оказываются на много более значимыми факторами патентной активности, нежели собственно затраты на НИОКР.

Резюмируя количественные оценки патентной эффективности научных затрат на микроуровне, прежде всего отметим, что ни в одном из известных нам исследований не была зафиксирована постоянная, либо возрастающая отдача от затрат на НИОКР в терминах патентов. Создание нового кодифицированного знания единичным агентом рынка, с поправкой на специфику исследовательского процесса, даёт ощутимо меньшую отдачу по сравнению с увеличением затрат. В случае, если в модель вводятся дополнительные переменные, роль научных затрат в приросте нового знания дополнительно уменьшается. Важнейшими результатами экономико-статистической оценки патентной эффективности научных затрат являются: максимальная отдача от единовременных и долгосрочных вложений, сравнительно небольшая отдача от кратко- и среднесрочных научных затрат; высокая информационная значимость резко выделяющихся наблюдений и внутренних ненаблюдаемых характеристик, высокая взаимообусловленность патентных и затратных индикаторов.

4. Проблемы оценки патентной эффективности научных затрат на макроуровне. В межстра-

новых сопоставлениях патенты и затраты НИОКР чаще всего представлены интенсивными показателями патентных заявок в расчёте на исследователя и наукоёмкостью ВВП (реже – затратами НИОКР на одного учёного). Регрессионный анализ таких индикаторов в значительной степени недооценивает (игнорирует) технико-экономическую природу описываемых процессов по причине, изложенной выше: патентная активность по определению индивидуализирована и, строго говоря, не может усредняться в рамках макросистем.

Сравнение таких индексов по странам с различным уровнем технико-экономического развития показывает отсутствие очевидной связи, которую можно было бы выразить в виде простой функциональной зависимости. Среднее число национальных патентных заявок в расчёте на одну единицу полного эквивалента рабочего времени, затраченного на исследования в течение 2000-2005 годов, в отсталом Китае (0,052 при наукоёмкости ВВП 0,9-1,2%) и передовой Финляндии (0,058 при наукоёмкости ВВП 3,4-3,5%) практически совпадало¹. Причём, если при увеличении наукоёмкости ВВП Финляндии на 0,13 п. п. патентный индикатор снизился практически в 2 раза, то в Китае он во столько же раз увеличился при повышении наукоёмкости на 0,33 п. п.

Наблюдаемый статистический феномен объясняется, прежде все-

¹ Рассчитано по данным ОЭСР и ВОИС.

го, колоссальными различиями в организации инновационного процесса в двух странах. Для Китая как для транзитной страны с догоняющей стратегией развития патентная статистика является важнейшим целевым индикатором реализации государственных программ научных исследований и индустриализации, а динамика патентной отдачи регулируется государственными механизмами поддержки. В экономике Финляндии роль регуляторов выполняют, главным образом, рыночные механизмы, допускающие циклические флуктуации патентных индикаторов в небольшом диапазоне. Аналогичные индикаторы по России имеют ломаную динамику, что, вообще говоря, указывает на отсутствие последовательной государственной инновационной политики. В среднем, за 2000-2005гг. на одну единицу исследовательского времени приходилось 0,049 ед. патентных заявок при увеличении наукоёмкости ВВП с 1,05% до 1,15% с пиком в 1,28% (2003г.).

Не дают простых ответов и индикаторы, основанные на масштабировании научных затрат и патентов на численность научных работников. В 2006г. удельные затраты НИОКР по ППС на единицу затрат труда в сфере НИОКР в эквиваленте полного рабочего времени составили 57,7 тыс. долл. / чел.-лет в Китае и 21,7 тыс. долл. / чел.-лет в России, т. е. капиталовооружённость исследований в Китае, в

среднем, в более чем в 2 раза превышает российский уровень. При этом число внутренних патентов на изобретения, полученных в том же году резидентами обоих стран почти совпадало, составляя по 6% от общемирового индикатора. Тем не менее, в разрезе важнейших областей знаний, таких как электротехника, химия, инструменты и машиностроение (по МПК), вклад Китая в мировой поток знаний (5-10% в 2001-2005гг.) существенно превышает российский (0,5-5%). Характерно, что структура научных затрат на макроуровне лишь в редких случаях может быть классифицирована по областям знаний, сходным с рубрикатором МПК, что существенно затрудняет учёт пространственной специфики выборки данных. Помимо пространственного распределения, дополнительную сложность вносит необходимость учёта институциональной и технологической структуры затрат на НИОКР двух и более стран. Поэтому в случае применения прямых методов индексного и регрессионного анализа теряются отличительные межстрановые особенности научных затрат и патентной активности.

Неординарные результаты могут быть получены перенесением специализированной методики патентных производственных функций с микро- на макроуровень. Как установлено в исследовании М. Боша, Д. Ледермана и У. Малони [2], которые использовали линейную модель обратной связи (описание см.

выше), эластичность патентов по затратам НИОКР на выборке из 49 развитых и развивающихся стран за 40 лет имеет возрастающую (!) отдачу от масштаба. В то же время во всех исследованиях по выборке из фирм стабильно возвращается убывающая патентная отдача с каждого процента прироста научных затрат. Авторы объясняют такой результат наличием внешних эффектов, которые «не видны» на микроуровне, но проявляют себя на достаточно большом уровне агрегирования. К данному результату следует отнестись с осторожностью, и прежде всего, по причине принципиальных отличий в экономическом содержании патентных индикаторов, используемых на макро- и микроуровне.

Если на микроуровне под «патентами» обычно понимается число всех заявок или свидетельств, поданных/выданных отдельной фирме, связь которых с внутрифирменными затратами НИОКР технологически очевидна, то на макроуровне «включается» такой аспект, как страна происхождения патентов (резиденты и нерезиденты), что вносит существенные коррективы в оценку патентной эффективности НИОКР². Как отмечается в ряде исследований, потенциальные инноваторы склонны патентовать за рубежом лишь технологи-

чески наиболее передовые и экономически интересные разработки, обладающие реальным рыночным потенциалом [13]. Кроме того, на международном уровне патентная активность подвержена влиянию трудно измеримых политических факторов. Неудивительно, что при переходе к динамической спецификации через ОММ расчётная эластичность, по данным авторов, снижается почти в 3 раза.

Наиболее интересным результатом исследователей, как нам представляется, является сравнительный анализ патентной эффективности научных затрат в развитых и развивающихся странах. Если в развитых странах (ОЭСР) данный показатель, как правило, показывает возрастающую отдачу от масштаба, то в развивающихся странах эластичность патентов по затратам НИОКР строго убывающая, и составляет, в среднем, 20% от среднего по ОЭСР уровня. Причём примерно половину различий в уровне патентной отдачи от научных затрат в богатых и бедных странах, по оценке авторов, объясняют такие «элементы национальной инновационной системы» как образование, охрана интеллектуальной собственности и качество взаимодействия исследовательских институтов с частными предприятиями.

Подводя итоги обзора методологии патентных производственных функций, отметим основные вызовы, обусловленные технико-экономической сущностью патентной статистики, на которые должна

² В случае исследования М. Боша, Д. Ледермана и У. Малони (2005) авторы использовали в качестве патентного индикатора для каждой страны число патентов, полученных резидентами этой страны в США.

отвечать некая «обобщённая» методика анализа патентной эффективности научных затрат. Патентная статистика всегда целочисленна и неотрицательна (инновация либо есть, либо её нет), что ограничивает диапазон адекватных распределений плотности вероятности показателя и методов оценки состоятельных и эффективных параметров модели. Каждый субъект патентной деятельности, будь то индивид, фирма или страна, уникален и не похож один на другого с точки зрения скрытых факторов научной и инновационной активности и её истории. Это обстоятельство, обязывает использовать в расчётах панельные выборки и предъявляет повышенные требования к дисперсионному анализу и анализу ошибок и необъяснённых остатков модели. Причём каждый из известных методов оценки патентной модели устраняет ограниченный блок проблем, будь то несоответствие эмпирического и теоретического распределений, автокорреляция и гетероскедастичность остатков, нарушение строгой экзогенности регрессоров или зависимость между регрессором и индивидуальными эффектами, но не все сразу. Это обуславливает значительную трудоёмкость эконометрической оценки патентной эффективности затрат на исследования и разработки, требовательность к вычислительной базе и необходимость применения нескольких методов математической статистики, каждый из которых

может иметь самостоятельный экономический смысл.

Полученные с начала 80-х гг. XX века эмпирические результаты свидетельствуют о существовании нескольких характерных закономерностей, повторяющихся из исследования в исследование на разных панельных выборках. Здесь следует отметить наиболее сильную отдачу от текущих затрат НИОКР (что противоречит теоретическим положениям о научных затратах как долгосрочных капиталовложениях), U-образный паттерн распределения лаговых эластичностей числа патентов по затратам НИОКР (с увеличением лага отдача сначала убывает, а затем увеличивается) и значительно более сильное по сравнению с затратами на исследования и разработки воздействие на патентную активность объектов выборки факторов регионально-отраслевой специфики.

Сравнительный анализ таких закономерностей на макроуровне является перспективной задачей будущих исследований и осложняется методическими различиями учёта патентной активности на уровне страны в целом. При оценке патентной эффективности научных затрат на уровне экономики в целом особую важность приобретает фиксация и верификация возрастающей отдачи, а также статистически проверяемая аргументация факторов, объясняющих данный феномен. Возникающие при этом статистические ограничения закры-

тости технологической и институциональной структуры индикаторов являются предметом отдельных дискуссий.

ЛИТЕРАТУРА

- [1] *Blundell, R., Griffith, R., Windmeijer, F.* Individual Effects and Dynamics in Count Data Models // Working Paper No. 95/15. London, 1995.
- [2] *Bosch, M., Lederman, D., Maloney, W.* Patenting and Research and Development: A Global View / The World bank. 2005.
- [3] China Science and Technology Statistics Data Book. 2007.
- [4] *Crepon, B., Duguet, E.* Research and Development, Competition and innovation: What Patent Data Show // Working Paper No. 9314. Paris, 1993.
- [5] *Cincera, M.* Patents, R&D, And Technological Spillovers at The Firm Level: Some Evidence From Econometric Count Models For Patent Data // Journal Of Applied Econometrics. 1997. Vol. 12. No. 3.
- [6] *Cincera, M.* Economic and Technological Performances Of International Firms. Brussels, 1998.
- [7] Compendium Of Patent Statistics. OECD, 2004.
- [8] *Godin, B.* The Most Cherished Indicator: Gross Domestic Expenditures on R&D (GERD) / Project on the History and Sociology of S&T Statistics. WP No 22. 2003.
- [9] *Gopinath, M., Vasavada, U.* Patents, R&D, and Market Structure in the U.S. Food Processing Industry // Journal Of Agricultural and Resource Economics. 1999. Vol. 24. No. 1.
- [10] *Gourieroux, C., Monfort, A., Trognon, A.* Pseudo Maximum Likelihood Methods: Applications to Poisson Models // Econometrica. 1984. Vol. 52. No. 3.
- [11] *Green, W.* Functional forms for the negative binomial model for count data // Economics Letters. 2008. No. 99.
- [12] *Griliches, Z., Nordhaus, W., Scherer, F.* Patents: Recent Trends and Puzzles // Brooking Papers on Economic Activity. Microeconomics. 1989. Vol. 1989.
- [13] *Griliches, Z.* Patent Statistics as Economic Indicators: a Survey // Journal of Economic Literature. 1990. No. 4.
- [14] *Hall, B., Griliches, Z., Hausman, J.* Patents and R&D: Is There A Lag // International Economic Review. 1986. No. 27.
- [15] *Hausman, J., Hall, B., Griliches, Z.* Econometric Models for Count Data with an Application to the Patents-R&D Relationship // Econometrica. 1984. No 52 (4).
- [16] *Hu, A., Jefferson, G.* A Great Wall Of Patents: What Is Behind China's Recent Patent Explosion? 2005.
- [17] *Jaffe, A.* Technological Opportunity and Spillovers Of R&D // American Economic Review. 1986. No. 76.

- [18] *Jaffe, A., Lerner, J.* Reinventing Public R&D: Patent Policy and the Commercialization of National Laboratory Technologies // RAND Journal Of Economics. 1993. Vol. 32. No. 1.
- [19] *Montalvo, J.* Patents and R&D at the Firm Level: A New Look // Revista Espanola de Economia. 1993.
- [20] *Pakes, A., Griliches, Z.* Patents and R&D at the Firm Level: A First Look in Zvi Griliches, ed., NBER Conference Report, D, University of Chicago Press, 1984.
- [21] *Winkelmann, R., Zimmerman, K.* Recent developments in count data modeling: theory and application // Journal of Economic Surveys. 1995. No. 9.
- [22] *Wooldridge, J.* Introductory Econometrics: A Modern Approach, 2e. 2003.
- *Статья выполнена при поддержке гранта РФФИ-ДВО РАН «Восток» №09-06-98504 «Разработка методов сравнительного анализа эффективности управления инновационными процессами в транзитных экономиках» и гранта РГНФ №09-02-00442 «Повышение эффективности затрат НИОКР в транзитных экономиках (на примере России и Китая)».*