

А. В. Ларин, Е. Н. Тарунина

Предпринимательская активность и уровень экономического развития: форма зависимости¹

В работе исследуется зависимость предпринимательской активности от уровня экономического развития, измеряемого ВВП на душу населения. Для эмпирического анализа используются годовые данные международного проекта «Глобальный мониторинг предпринимательства» (GEM) для 65 стран за период с 2001 по 2011 год. С использованием непараметрической оценки показано, что различие в уровне предпринимательской активности между странами может быть объяснено U-образной зависимостью от уровня экономического развития, гипотеза об L-образной зависимости отвергается. В то же время данные не позволяют сделать вывод о значимой зависимости между переменными во времени внутри одной отдельно взятой страны.

Ключевые слова: предпринимательская активность; экономическое развитие; частично линейная регрессия; непараметрическая оценка; панельные данные; GEM.

JEL classification: C2; C14; L26; M13; O11.

1. Введение

Взаимосвязь предпринимательства и экономического развития вызывает интерес с разных точек зрения. С одной стороны, большое число исследований посвящено изучению влияния предпринимательства на темпы экономического роста стран (Wong et al., 2005; Ács et al., 2012). В современных развитых экономиках предпринимательство рассматривается как основная движущая сила экономического развития (Audretsch, 2014). С другой стороны, исследуется влияние, которое оказывает уровень экономического развития на предпринимательскую активность населения (Amorós, Cristi, 2008; Wennekers et al., 2010). Sygquin (1988) определяет экономическое развитие как ряд взаимосвязанных долгосрочных процессов структурного изменения или структурной трансформации, основными компонентами которой являются накопление физического и человеческого капитала, а также изменения в составе производства, занятости, потребления. С точки зрения структурной трансформации экономическое развитие может влиять на самостоятельную предпринимательскую деятельность через изменения в структуре сектора, в масштабе производства и в профессиональном выборе (Wennekers et al., 2010). В данной работе исследуется зависимость предпринимательской активности от уровня экономического развития, определяемого внутренним валовым продуктом на душу населения.

На настоящий момент существует две основные конкурирующие гипотезы о форме зависимости предпринимательской активности от уровня экономического развития (Wennekers et al.,

¹ Авторы выражают благодарность анонимному рецензенту за ценные замечания по данной работе.

2010). Первая гипотеза говорит о L -образной зависимости, вторая — об U -образной. Первая гипотеза утверждает, что более высокий уровень экономического развития всегда предполагает более низкий уровень предпринимательской активности. Вторая же гипотеза утверждает, что есть некоторый уровень экономического развития, выше которого предпринимательская активность и экономическое развитие связаны положительно.

Как правило, для выбора между двумя гипотезами авторы оценивают две параметрические модели регрессии, предполагая, что зависимость между предпринимательской активностью и уровнем экономического развития может быть описана, например, логарифмической функцией (L -образная зависимость) либо параболической функцией (U -образная зависимость). Выбор делается на основе теста отношения правдоподобия для более общей регрессии, включающей как логарифмическую, так и параболическую функции (см., например, (Ács, Amorós, 2008)).

Для того чтобы ослабить предпосылки, лежащие в основе параметрических моделей, в настоящей статье предлагается использовать непараметрическую оценку регрессии. При этом предполагается, что уровень предпринимательской активности линейно зависит от всех объясняющих переменных, кроме уровня экономического развития — здесь форма зависимости предполагается неизвестной. Для оценки так называемой частично линейной регрессии (partially linear regression) используется подход, основанный на непараметрической оценке неизвестной функции. Возможность использования той или иной параметрической спецификации также тестируется на основе непараметрического подхода.

Для эмпирического анализа использованы панельные данные для 65 стран за период с 2001 по 2011 год, собранные с сайтов международного проекта «Глобальный мониторинг предпринимательства»² (Global Entrepreneurship Monitor, GEM), Всемирного банка³ (The World Bank) и Международного валютного фонда⁴ (IMF). В качестве уровня предпринимательской активности использовался индекс общей ранней предпринимательской активности (total early-stage entrepreneurial activity index, TEA), а в качестве показателя экономического развития — ВВП на душу населения, рассчитанный по паритету покупательной способности (ППС) в постоянных ценах.

Анализируются три модели — модель для средних значений, модель с фиксированными эффектами и модель со случайными эффектами — различающиеся интерпретацией результатов оценки.

С помощью непараметрического подхода показывается, что различие в уровне предпринимательской активности между странами может быть объяснено U -образной зависимостью от уровня экономического развития. При этом зависимость может быть описана параболической функцией, а гипотеза о логарифмической функции отвергается. В то же время используемые данные говорят о том, что изменение предпринимательской активности внутри страны незначимо связано с уровнем экономического развития, и поэтому нет смысла говорить ни об L -образной, ни об U -образной зависимости.

Работа состоит из пяти разделов. Во втором разделе приведен краткий обзор работ, посвященных исследованию вопроса о влиянии экономического развития на предпринима-

² <http://www.gemconsortium.org/>.

³ <http://www.worldbank.org/>.

⁴ <http://www.imf.org/>.

тельную активность. В третьем разделе описана методология эконометрической оценки, а в четвертом — используемая выборка данных. Результаты эмпирического анализа приведены в пятом разделе. Основные выводы работы собраны в заключении.

2. Обзор литературы

В течение почти ста лет с конца XIX века во многих странах наблюдалось устойчивое снижение предпринимательской активности, выраженное долей самозанятых в общей численности рабочей силы. Как показали Steinmetz, Wright (1989), с 80-х годов XIX века до 70-х годов XX века в США, Франции и Германии доля самозанятых упала с 40% до 10, 16.5 и 20.8% соответственно. Обратная взаимосвязь между экономическим развитием и предпринимательством находит отражение и в работах (Lucas, 1978; Schaffner, 1993; Iyigun, Owen, 1998).

Отрицательный характер взаимосвязи экономического развития и предпринимательской динамики объясняется несколькими причинами.

Во-первых, изменениями в структуре секторов экономики. По мере экономического развития страны происходит уменьшение доли занятости в сельском хозяйстве, где самозанятость преобладает. Это справедливо как для долгосрочных изменений внутри одной страны, так и для объяснения различий между странами с разным уровнем экономического развития (Wennekers et al., 2010).

Во-вторых, изменениями в масштабе производства. С начала XX века крупные корпорации считались единственным и наиболее мощным двигателем экономического и технологического прогресса (Verheul et al., 2002). За счет увеличения отдачи от масштаба крупные корпорации превосходили мелкие предприятия как по экономической эффективности производства, так и по инновационной эффективности.

В-третьих, с точки зрения профессионального выбора. Lucas (1978) показывает, что при заданном распределении предпринимательского таланта увеличение дохода на душу населения приводит к росту заработных плат, альтернативных издержек управления и, как следствие, к увеличению доли наемных сотрудников и среднего размера фирм. Iyigun, Owen (1998) строят теоретическую модель, основанную на понятиях риска и относительной отдачи, и показывают, что экономическое развитие связано со снижением числа предпринимателей по сравнению с числом профессионалов. Они объясняют это тем, что в отличие от наемного труда предпринимательская деятельность связана с риском, и при увеличении дохода в секторе наемного труда количество лиц, готовых к такому риску, уменьшается.

Тем не менее, с 70-х годов XX века практически во всех развитых экономиках отрицательная динамика предпринимательской активности сменяется положительной — происходит переоценка роли мелких фирм, растет внимание к предпринимательству. Выделяют несколько причин положительной взаимосвязи между предпринимательской активностью и экономическим развитием (Wennekers et al., 2010).

Во-первых, по мере экономического развития появляются новые инновационные отрасли, в которых важную роль играют мелкие фирмы, т. к. они имеют относительное инновационное преимущество перед более крупными фирмами. Растет доля сектора услуг, который создает больше возможностей для начинающих предпринимателей за счет более низких барьеров входа и меньшего размера фирм.

Во-вторых, появление новых технологий сокращает важность экономии на масштабе производства во многих секторах экономики. Новые информационные технологии увеличивают отдачу от предпринимательства. Персональные компьютеры, интернет, мобильные телефоны обеспечивают более легкий доступ к информации лицам независимо от их географического расположения.

В-третьих, предпринимательская деятельность становится более привлекательной, поскольку удовлетворяет потребность людей в самореализации. При этом возможности для создания собственного бизнеса с ростом доходов также увеличиваются. Предоставляя автономию, предпринимательство может стать более привлекательным профессиональным выбором при более высоких уровнях дохода.

Кроме того, увеличение благосостояния приводит к большей дифференциации платежеспособного спроса, что порождает стимулы к созданию новых товаров и услуг для удовлетворения запросов потребителей и способствует появлению новых инновационных фирм (Чепуренко, 2012).

Steinmetz, Wright (1989) на основе анализа временных рядов для США делают вывод о том, что повышение samozанятости в середины 1970-х годов является статистически значимым, и говорят о параболическом тренде. Blau (1987) отмечает, что подобная зависимость может наблюдаться как в совокупных данных временного ряда для США и других развитых стран, так и в данных за один период времени при сравнении стран с разным уровнем экономического развития. Гипотеза об *U*-образной зависимости между предпринимательской активностью и уровнем экономического развития, выраженным величиной валового внутреннего продукта на душу населения, находит поддержку в работах (Ács, Amorós, 2008; Amorós, Cristi, 2008), основанных на параметрических моделях, оцененных на данных GEM. Wennekers et al. (2010) приходят к заключению, что *U*-образная зависимость является устойчивой в течение долгого времени.

Однако Верховская, Дорохина (2012) показывают, что для данных GEM в 2011 году наблюдалась *L*-образная зависимость. В то же время ряд авторов приходит к выводу, что *U*-образную зависимость нельзя отличить в статистическом смысле от *L*-образной (Levie, Autio, 2008; Carree et al., 2002, 2007). На сегодняшний день вопрос о форме зависимости между предпринимательской активностью и уровнем экономического развития остается открытым.

3. Методология эмпирического анализа

3.1. Эконометрические модели

Для анализа зависимости между предпринимательской активностью и уровнем экономического развития оцениваются три модели: модель с фиксированными эффектами, модель со случайными эффектами и модель для средних значений. Данные модели имеют разную интерпретацию, и поэтому каждая из них может представлять интерес.

В случае модели с фиксированными эффектами предполагается, что зависимость между переменными может быть описана уравнением

$$y_{it} = g(z_{it}) + x'_{it}\beta + \alpha_i + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

где y_{it} — уровень предпринимательской активности i -й страны в периоде t ; z_{it} — уровень экономического развития; $g(z)$ — некоторая функция; x_{it} — вектор контролирующих переменных; β — вектор соответствующих коэффициентов; ε_{it} — шум, некоррелированный с объясняющими переменными модели; $i = 1, \dots, N$ — номер страны; $t = 1, \dots, T_i$ — номер периода; T_i — число наблюдений для i -й страны. Индивидуальные эффекты α_i рассматриваются как фиксированные величины.

В модели со случайными эффектами зависимость описывается уравнением

$$y_{it} = g(z_{it}) + x'_{it}\beta + u_i + \varepsilon_{it}, \quad (2)$$

а индивидуальные эффекты u_i рассматриваются как случайные величины, некоррелированные с шумами и имеющие нулевое условное (по объясняющим переменным) математическое ожидание.

В модели для средних значений мы усредняем все переменные модели по времени для каждой страны и предполагаем, что зависимость между ними описывается уравнением

$$\bar{y}_i = g(\bar{z}_i) + \bar{x}'_i\beta + \varepsilon_i, \quad (3)$$

где $\bar{y}_i = \sum_{t=1}^{T_i} y_{it} / T_i$, $\bar{z}_i = \sum_{t=1}^{T_i} z_{it} / T_i$, $\bar{x}_i = \sum_{t=1}^{T_i} x_{it} / T_i$, ε_i — шум, некоррелированный с объясняющими переменными модели.

Причина разной интерпретации моделей заключается в следующем. В модели с фиксированными эффектами оценка коэффициентов β и функции $g(z)$ строится лишь на информации о том, как изменение предпринимательской активности во времени внутри одной страны связано с изменением объясняющих переменных. При этом не используется информация о различии в средней предпринимательской активности между странами — оно полностью объясняется индивидуальными эффектами α_i . В модели для средних значений, напротив, оценки коэффициентов β и функции $g(z)$ полностью строятся на информации о том, как различие в предпринимательской активности между странами связано с различием в объясняющих переменных.

Иными словами, для ответа на вопрос, как изменится уровень предпринимательской активности при изменении объясняющих переменных внутри одной страны, больше подходят оценки на основе модели с фиксированными эффектами. А для объяснения различий в предпринимательской активности между странами больше подходят оценки на основе модели для средних значений.

Оценки модели случайных эффектов учитывают как изменение предпринимательской активности внутри одной страны, так и ее различие между странами, и в этом смысле являются более эффективными, чем оценки двух других моделей. Однако данное утверждение верно, если справедлива предпосылка о том, что случайные эффекты не зависят от объясняющих переменных. Если же данная предпосылка нарушается, оценки модели оказываются несостоятельными.

Для того чтобы определить тип зависимости между предпринимательской активностью и уровнем экономического развития (L -образная или U -образная), рассматриваются три спецификации функции $g(z)$, представленные в табл. 1. Логарифмическая спецификация соответствует L -образной зависимости, параболическая спецификация — U -образной зависимости. Непараметрическая спецификация накладывает самое слабое ограничение на зави-

симось между переменными и требует лишь, чтобы функция $g(z)$ была достаточно гладкой. Как частные случаи она включает и логарифмическую, и параболическую спецификации, но не обязательно должна быть одной из них.

Таблица 1. Спецификации функции $g(z)$

Спецификация	Тип зависимости	Вид функции
Логарифмическая	L -образная	$g(z) = \gamma_0 + \gamma_1 \ln(z)$
Параболическая	U -образная	$g(z) = \delta_0 + \delta_1 z + \delta_2 z^2$
Непараметрическая	Произвольная	$g(z)$ — гладкая функция

3.2. Оценка моделей

3.2.1. Модель для средних значений

Модель с параметрическими спецификациями функции $g(z)$ (логарифмической и параболической) оцениваем методом наименьших квадратов (МНК).

Для модели с непараметрической спецификацией используем подход Robinson (1988), предложенный для оценки частично линейной регрессии. Оценка происходит в несколько шагов.

1. С помощью непараметрических методов оцениваются функции условного математического ожидания $E(\bar{y}_i | \bar{z}_i)$ и $E(\bar{x}_i | \bar{z}_i)$. Здесь и далее используется ядерная оценка функций условного математического ожидания с гауссовым ядром, ширина окна выбирается в соответствии с правилом Сильвермана (Silverman's plug-in estimate).

2. Вычисляется оценка вектора коэффициентов

$$\hat{\beta} = \left(\sum_{i=1}^N e_{xi} e'_{xi} \right)^{-1} \sum_{i=1}^N e_{xi} e_{yi}, \quad (4)$$

где $e_{xi} = \bar{x}_i - \hat{E}(\bar{x}_i | \bar{z}_i)$, $e_{yi} = \bar{y}_i - \hat{E}(\bar{y}_i | \bar{z}_i)$, а $\hat{E}(\bar{x}_i | \bar{z}_i)$ и $\hat{E}(\bar{y}_i | \bar{z}_i)$ — ядерные оценки функций условного математического ожидания $\bar{x}_i$ и $\bar{y}_i$ соответственно.

3. В оригинальном подходе оценка $\hat{g}(z)$ вычисляется по формуле

$$\hat{g}(z_i) = \hat{E}(\bar{y}_i | \bar{z}_i) - \hat{E}(\bar{x}_i | \bar{z}_i). \quad (5)$$

В этом случае оценка функции вычисляется только для точек $z = \bar{z}_i$ из исходной выборки. Для того чтобы вычислить оценку $\hat{g}(z)$ в произвольных точках $z = \tilde{z}_i$, $i = 1, \dots, M$, строим непараметрическую регрессию разности $\bar{y}_i - \bar{x}_i \hat{\beta}$ на $\bar{z}_i$ для точек $z = \tilde{z}_i$. Значения уровня экономического развития $\tilde{z}_i$, для которых строится оценка функции $g(z)$, выбираем как значения на равномерной сетке от минимального до максимального значений z_{ii} по всей выборке. Данные значения $\tilde{z}_i$ используются для всех трех моделей — для средних значений, с фиксированными эффектами и со случайными эффектами.

Для построения доверительных интервалов функции $g(z)$, а также оценки ковариационной матрицы оценок $\hat{\beta}$ используем бутстрап. Алгоритм бутстрапирования приведен ниже⁵.

⁵ Здесь для построения доверительных интервалов полагаемся на асимптотическую нормальность полученных оценок (Robinson, 1988). Бутстрап используется только для оценки стандартных ошибок, см., например, (Efron, Tibshirani, 1986).

1. Формируется B бутстраповских выборок — из исходной выборки случайным образом с повторением выбирается N наблюдений.

2. Для каждой бутстраповской выборки $j = 1, \dots, B$ строятся оценки $\hat{\beta}_j$ и $\hat{g}_j(z)$.

3. Оценка ковариационной матрицы оценок $\hat{\beta}$ вычисляется как

$$\hat{V}(\hat{\beta}) = \frac{1}{B} \sum_{j=1}^B (\hat{\beta}_j - \hat{\beta})(\hat{\beta}_j - \hat{\beta})'. \quad (6)$$

4. Оценка дисперсии оценки $\hat{g}(z)$ в точках $z = \tilde{z}_i$, $i = 1, \dots, M$ вычисляется как

$$\hat{V}(\hat{g}(\tilde{z}_i)) = \frac{1}{B} \sum_{j=1}^B (\hat{g}_j(\tilde{z}_i) - \hat{g}(\tilde{z}_i))^2. \quad (7)$$

5. Нижняя и верхняя границы $(1 - \alpha) \times 100\%$ -ного доверительного интервала для функции $g(z)$ в точках $z = \tilde{z}_i$, $i = 1, \dots, M$ определяются, соответственно, выражениями

$$CI_{low}(\tilde{z}_p) = \hat{g}(\tilde{z}_i) - q_{1-\alpha/2} \sqrt{\hat{V}(\hat{g}(\tilde{z}_i))}, \quad (8)$$

$$CI_{high}(\tilde{z}_p) = \hat{g}(\tilde{z}_i) + q_{1-\alpha/2} \sqrt{\hat{V}(\hat{g}(\tilde{z}_i))}, \quad (9)$$

где $q_{1-\alpha/2}$ — $(1 - \alpha / 2) \times 100\%$ -ный квантиль стандартного нормального распределения.

3.2.2. Модель с фиксированными эффектами

Для параметрических спецификаций модели с фиксированными эффектами используем внутригрупповую МНК-оценку (оценку с фиксированными эффектами).

Для модели с непараметрической спецификацией используем подход Li, Stengos (1996), предложенный для получения оценок коэффициентов частично линейной регрессии с фиксированными эффектами. Идея подхода довольно проста. Для того чтобы избавиться от индивидуальных эффектов, модель (1) переписывается в первых разностях:

$$\Delta y_{it} = G(z_{it}, z_{it-1}) + \Delta x'_{it} \beta + \Delta \varepsilon_{it}, \quad (10)$$

где $G(z_{it}, z_{it-1}) = g(z_{it}) - g(z_{it-1})$, $\Delta y_{it} = y_{it} - y_{it-1}$, $\Delta x_{it} = x_{it} - x_{it-1}$, $\Delta \varepsilon_{it} = \varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1}$, $i = 1, \dots, N$, $t = 2, \dots, T_i$. Для оценки коэффициентов β и функции $G(z_{it}, z_{it-1})$ используется подход Robinson (1988), описанный выше.

Проблема данного подхода заключается в том, что хоть он и предлагает оценку функции $G(z_{it}, z_{it-1})$, но не дает оценок функции $g(z)$ в явном виде. Для того чтобы оценить функцию $g(z)$, предлагается использовать оценку минимальных расстояний (minimum distance estimator).

Идея оценки заключается в следующем. Пусть известны оценки $\hat{G}(\tilde{z}_i, \tilde{z}_j)$ для $i = 1, \dots, M$, $j = 1, \dots, M$. Поскольку $G(\tilde{z}_i, \tilde{z}_j) = g(\tilde{z}_i) - g(\tilde{z}_j)$, то оценки $\hat{g}(\tilde{z}_1), \dots, \hat{g}(\tilde{z}_M)$ можно получить как решение задачи

$$\sum_{i=1}^M \sum_{j=1}^M (\hat{G}(\tilde{z}_i, \tilde{z}_j) - (\hat{g}(\tilde{z}_i) - \hat{g}(\tilde{z}_j)))^2 \rightarrow \min_{\hat{g}(\tilde{z}_1), \dots, \hat{g}(\tilde{z}_M)}. \quad (11)$$

В этом случае функцию $g(z)$ можно оценить с точностью до константы. Решение задачи (11) приведено в Приложении А.

Для построения доверительных интервалов функции $g(z)$ и оценки ковариационной матрицы оценок $\hat{\beta}$ используем бутстрап для панельных данных. Так как для оценки модели используется несбалансированная панель, то берется двухшаговая процедура бутстрапирования, позволяющая сохранить исходную структуру выборки. Каждой i -й стране исходной выборки случайным образом (с повторением) ставится в соответствие j -я страна. Из наблюдений для j -й страны случайным образом (с повторением) выбирается T_i наблюдений по времени, которые и добавляются в бутстраповскую выборку с идентификационным номером $i^* = i$. Таким образом, число наблюдений по времени для i -й страны исходной выборки и i^* -й страны бутстраповской выборки совпадает. В остальном алгоритм получения доверительных интервалов функции $g(z)$ и оценки ковариационной матрицы $\hat{\beta}$ совпадает со случаем модели для средних значений.

3.2.3. Модель со случайными эффектами

Параметрические спецификации модели со случайными эффектами оцениваем обобщенным методом наименьших квадратов (ОМНК), а для дисперсии индивидуальных эффектов и дисперсии шума используем оценки Swamy, Arora (1972) для несбалансированной панели.

Для модели с непараметрической спецификацией используем подход Robinson (1988). Для того чтобы учесть панельный характер данных, оценку $\hat{\beta}$ на втором шаге алгоритма, описанного выше, вычисляем с помощью ОМНК для регрессии со случайными эффектами. Для построения доверительных интервалов функции $g(z)$ и оценки ковариационной матрицы оценок $\hat{\beta}$ используем бутстрап для панельных данных, описанный выше для случая модели с фиксированными эффектами.

3.3. Тест на параметрическую спецификацию

Для того чтобы проверить, можно ли описать зависимость между переменными логарифмической или параболической функциями, проводим тест Li, Wang (1998) на параметрическую спецификацию моделей. Нулевую и альтернативную гипотезы для логарифмической спецификации можно записать как

$$H_0 : g(z) = \gamma_0 + \gamma_1 \ln(z),$$

$$H_1 : g(z) \neq \gamma_0 + \gamma_1 \ln(z)$$

соответственно, а для параболической спецификации как

$$H_0 : g(z) = \delta_0 + \delta_1 z + \delta_2 z^2,$$

$$H_1 : g(z) \neq \delta_0 + \delta_1 z + \delta_2 z^2.$$

3.3.1. Модель для средних значений

Значение решающей статистики теста вычисляется как

$$J = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{\varepsilon}_i \hat{E}_{-i}(\hat{\varepsilon}_i | \bar{z}_i), \quad (12)$$

где $\hat{\varepsilon}_i$ — остатки регрессии, построенной на основе параметрической спецификации модели (логарифмической либо параболической); а $\hat{E}_{-i}(\hat{\varepsilon}_i | \bar{z}_i)$ — непараметрическая оценка условного математического ожидания остатка $\hat{\varepsilon}_i$, построенная на основе подвыборки, составленной из всех наблюдений за исключением i -го.

Для оценки распределения статистики при нулевой гипотезе используем остаточный бутстрап⁶. Алгоритм бутстрапирования представлен ниже.

1. Оценивается параметрическая спецификация модели, на основе которой вычисляются прогнозные значения зависимой переменной $\hat{y}_i$ и остатки $\hat{\varepsilon}_i = \bar{y}_i - \hat{y}_i$.

2. Формируется бутстраповская выборка, значения объясняющих переменных $\bar{z}_i$ и $\bar{x}_i$ в которой совпадают с исходной выборкой, а зависимая переменная вычисляется как

$$\bar{y}_i^* = \hat{y}_i + \hat{\varepsilon}_j, \quad (13)$$

где остатки $\hat{\varepsilon}_j$ выбираются случайно (с повторением) из остатков исходной регрессии.

3. На основе бутстраповской выборки вычисляется значение статистики J^* .

4. Шаги 2–3 повторяются B раз. P -значение теста вычисляется как доля бутстраповских выборок, значение статистики J^* для которых больше чем J .

3.3.2. Модель с фиксированными эффектами

Значение статистики вычисляется как

$$J = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left(\frac{1}{T_i} \sum_{t=1}^{T_i} \hat{\varepsilon}_{it} \hat{E}_{-i}(\hat{\varepsilon}_{it} | z_{it}) \right), \quad (14)$$

где $\hat{\varepsilon}_{it}$ — остатки регрессии, полученные из внутригрупповой МНК-оценки модели; а непараметрическая оценка $\hat{E}_{-i}(\hat{\varepsilon}_{it} | z_{it})$ вычисляется на основе подвыборки, состоящей из всех наблюдений за исключением наблюдений для i -й страны.

Для оценки распределения статистики при нулевой гипотезе используем остаточный бутстрап для панельных данных. Процедура бутстрапирования аналогична описанной выше (п. 3.3.1) за исключением того, что при формировании зависимой переменной учитывается корреляция между остатками регрессии для одной и той же страны, возникающая из-за наличия индивидуальных эффектов. Для этого i -й стране бутстраповской выборки случайным

⁶ Здесь не используется панельный бутстрап, т. к. при справедливости альтернативной гипотезы он дает оценку распределения статистики при *альтернативной* гипотезе. В то же время независимо от того, какая из гипотез верна, остаточный бутстрап дает оценку распределения статистики при *нулевой* гипотезе.

образом (с повторением) ставится в соответствие j -я страна исходной выборки, а бутстраповские значения зависимой переменной для каждого периода t вычисляются как

$$y_{it} = \hat{y}_{it} + \hat{\varepsilon}_{js}, \quad (15)$$

где $\hat{y}_{it}$ — прогнозные значения зависимой переменной; а $\hat{\varepsilon}_{js}$ выбирается случайно (с повторением) только из остатков регрессии для j -й страны.

3.3.3. Модель со случайными эффектами

Значение статистики вычисляется как

$$J = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left(\frac{1}{T_i} \sum_{t=1}^{T_i} \hat{\xi}_{it} \hat{E}_{-i}(\hat{\xi}_{it} | z_{it}) \right), \quad (16)$$

где $\hat{\xi}_{it}$ — остатки регрессии, полученные из ОМНК-оценки модели для случайных эффектов. Значение $\hat{\xi}_{it}$ представляет собой оценку суммы случайного эффекта u_i и шума ε_{it} .

Для оценки распределения статистики при нулевой гипотезе используем остаточный бутстрап для панельных данных, описанный выше.

3.4. Тест на состоятельность оценок модели со случайными эффектами

Предпосылка о том, что случайные эффекты не зависят от объясняющих переменных, необходима для состоятельности оценок модели со случайными эффектами. Для того чтобы проверить справедливость этой предпосылки, используем тест, предложенный Henderson et al. (2008)⁷. Нулевая и альтернативная гипотезы теста могут быть записаны как

$$H_0 : E(u_i | z_{i1}, \dots, z_{iT_i}, x_{i1}, \dots, x_{iT_i}) = 0,$$

$$H_1 : E(u_i | z_{i1}, \dots, z_{iT_i}, x_{i1}, \dots, x_{iT_i}) \neq 0$$

соответственно. Решающая статистика теста вычисляется по формуле

$$J = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left(\frac{1}{T_i} \sum_{t=1}^{T_i} \hat{\xi}_{it} \hat{E}_{-i}(\hat{\xi}_{it} | z_{it}) \hat{f}_{-i}(z_{it}) \right), \quad (17)$$

где $\hat{\xi}_{it}$ — остатки регрессии, полученные из непараметрической оценки модели; $\hat{E}_{-i}(\hat{\xi}_{it} | z_{it})$ и $\hat{f}_{-i}(z_{it})$ — непараметрические оценки условного математического ожидания остатков и плотности распределения переменной z , вычисленные на основе подвыборки, состоящей из всех наблюдений за исключением наблюдений для i -й страны⁸.

⁷ Здесь невозможно использовать тест Хаусмана, т.к. модель оценивается непараметрически.

⁸ В оригинальной версии теста Henderson et al. (2008) вычисляют непараметрические оценки, исключая из выборки только период t для i -й страны. Здесь исключаются все наблюдений для i -й страны, чтобы статистика не зависела от корреляции между остатками регрессии, возникающей из-за наличия случайных эффектов.

Для оценки распределения статистики при нулевой гипотезе используем остаточный бутстрап для панельных данных. Процедура бутстрапирования аналогична описанной выше за исключением того, что на первом шаге прогнозные значения $\hat{y}_{it}$ и остатки $\hat{\xi}_{it}$ строятся на основе непараметрической оценки модели.

4. Данные

Для анализа были использованы данные для 65 стран — участников проекта GEM за период с 2001 по 2011 год. Проект GEM предоставляет сопоставимые по странам показатели предпринимательской активности. Следуя работам (Ács, Amorós, 2008; Amorós, Cristi, 2008; Levie, Autio, 2008; Wennekers et al., 2010; Pinillos, Reyes, 2011; Chepurensko et al., 2011), в качестве показателя предпринимательской активности используется индекс общей ранней предпринимательской активности ТЕА. Данный индекс рассчитывается как процент людей в возрасте от 18 до 64 лет, активно вовлеченных в процесс по созданию бизнеса, а также тех, кто владеет и управляет вновь созданным предприятием менее 3.5 лет.

Так как распределение переменной ТЕА сильно скошено вправо (коэффициент асимметрии равен 1.98), при построении регрессий в качестве зависимой переменной используется логарифм ТЕА (для него коэффициент асимметрии равен 0.36).

Следуя (Carree et al., 2002, 2007; Ács, Amorós, 2008; Levie, Autio, 2008; Pinillos, Reyes, 2011; Klapper, Love, 2011; Naude et al., 2012), в качестве показателя уровня экономического развития используется валовой внутренний продукт (ВВП) на душу населения, вычисленный по ППС в постоянных ценах.

Различия в уровне предпринимательской активности между странами с одинаковым уровнем экономического развития свидетельствуют о влиянии на нее широкого диапазона других факторов. Verheul et al. (2002) разработали эклектическую теорию предпринимательства, в которой выделили факторы, воздействующие на предпринимательскую активность со стороны спроса и со стороны предложения.

С точки зрения спроса рассматриваются предпринимательские возможности, которые создаются посредством рыночного спроса на товары и услуги. К таким факторам, кроме уровня экономического развития, относят технический прогресс, глобализацию, промышленную структуру экономики. Однако переменные, характеризующие технический прогресс (например, расходы на исследования и разработки в расчете на душу населения, количество компьютеров и пользователей Интернета) или структуру экономики (например, доля занятости в секторе услуг), либо сильно коррелированы с уровнем экономического развития, либо отсутствуют для многих стран, входящих в выборку. Поэтому эти переменные не включены в модель.

Со стороны предложения предпринимательства учитываются разнообразные характеристики населения, наличие ресурсов для создания собственного дела (Verheul et al., 2006; van Stel et al., 2007; Wennekers et al., 2005; Wennekers et al., 2007; Freytag, Thurik, 2007). С учетом доступности данных, в модель включены следующие характеристики: плотность населения, доля городского населения, доля женщин в составе рабочей силы, уровень безработицы, а также наличие знаний и опыта, необходимых для начала предпринимательской деятельности. Барьером для потенциальных предпринимателей может стать отсутствие необходимого количества финансовых средств. Доступность как формального, так и нефор-

мального капитала должны влиять на уровень предпринимательской активности, поэтому в модель включена переменная, характеризующая формальный рынок капитала — отношение величины внутренних кредитов частному сектору к ВВП, а также такая переменная, как доля неформальных инвесторов среди населения.

Как со стороны спроса, так и со стороны предложения на предпринимательскую активность оказывает влияние правительственное регулирование. В базе данных Всемирного банка представлен широкий спектр показателей, собранных в рамках проекта «Ведение бизнеса» (Doing Business) и характеризующих регулирование бизнеса в стране, в частности, процесс создания предприятий. Однако они не включаются в оцениваемую модель. Индикаторы проекта «Ведение бизнеса» относятся к формальной экономике, а именно к частным обществам с ограниченной ответственностью или их правовым аналогам с численностью сотрудников через месяц после начала деятельности не менее 10 и не более 50 человек. Однако большая часть ранних предпринимателей, опрошенных в рамках проекта GEM, действуют в гораздо меньших компаниях, причем как в формальном, так и в неформальном секторах экономики. В работе (van Stel et al., 2007) исследуется взаимосвязь между предпринимательской активностью и мерами правительственного регулирования и делается вывод, что индикаторы проекта «Ведение бизнеса» влияют на распределение деловой активности между формальным и неформальным секторами экономики, а не на предпринимательскую активность в целом. Кроме того, данные по этим показателям доступны только с 2004 года, и включение их в модель значительно сокращает количество наблюдений. В качестве переменной, характеризующей государственное регулирование, используются величина налогов на доходы, прибыль и прирост капитала (в процентах от выручки).

Кроме перечисленных выше факторов, на предпринимательскую активность могут оказывать влияние культурные особенности стран (Freitag, Thurik, 2007). Предпринимательская культура связывает много аспектов, включая отношение к успеху и неудачам в бизнесе. В качестве прокси-переменной для культурных особенностей используется показатель, определяемый в рамках проекта GEM и характеризующий боязнь провала бизнеса.

Структура выборки, описание переменных и описательная статистика приведены в Приложении Б.

5. Результаты оценки

На рисунках 1, 2 и 3 приведены непараметрические оценки зависимости между предпринимательской активностью и ВВП на душу населения для модели для средних значений, модели с фиксированными эффектами и модели со случайными эффектами. В таблице 2 приведены результаты тестов на параметрическую спецификацию моделей. Оценки коэффициентов указаны в Приложении В.

В случае модели для средних значений явно прослеживается *U*-образная зависимость между переменными (рис. 1). При этом гипотеза о параболической спецификации, соответствующей *U*-образной зависимости, не отвергается⁹. В то же время гипотеза о логарифмической спецификации, соответствующей *L*-образной зависимости, отвергается

⁹ Хотя гипотеза о параболической зависимости отвергается на 10%-ном уровне значимости, в пользу *U*-образной зависимости по-прежнему говорит непараметрическая оценка функции $g(z)$.

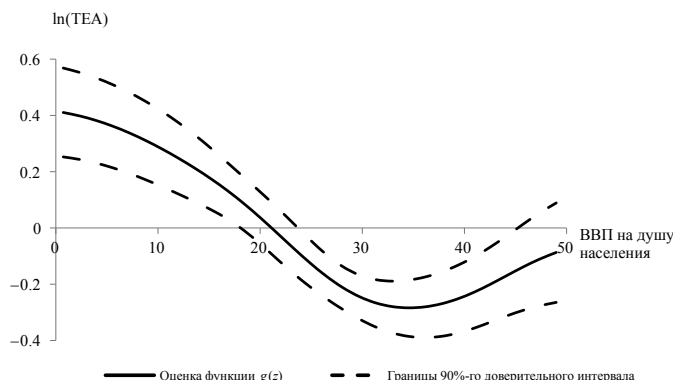


Рис. 1. Модель для средних значений, непараметрическая оценка функции $g(z)$

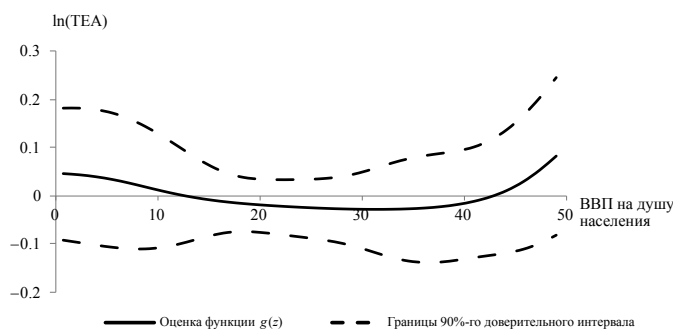


Рис. 2. Модель с фиксированными эффектами, непараметрическая оценка функции $g(z)$

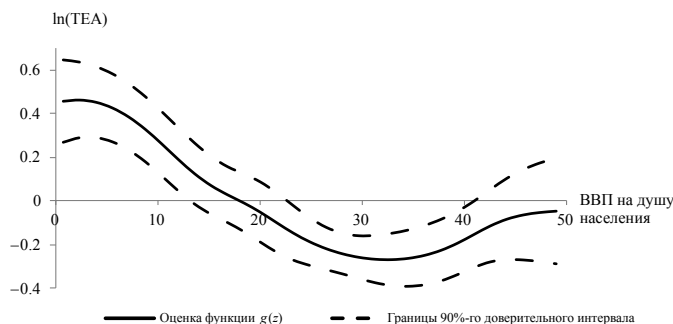


Рис. 3. Модель со случайными эффектами, непараметрическая оценка функции $g(z)$

на 5%-ном уровне значимости (табл. 2). Данный результат совпадает с выводами, полученными в (Wennekers et al., 2010; Ács, Amorós, 2008; Amorós, Cristi, 2008) на основе параметрических тестов.

Полученную U-образную зависимость, следуя Bosma et al. (2009), можно объяснить через изменения в структуре сектора и масштабе производства. В странах с низким уровнем экономического развития, как правило, есть крупный сельскохозяйственный сектор, в котором доминирует самозанятость. При повышении уровня экономического развития растет

Таблица 2. Результаты теста на параметрическую спецификацию моделей

Модель	Спецификация			
	Логарифмическая		Параболическая	
	Статистика	P-значение	Статистика	P-значение
Для средних значений	0.0013	0.0067	−0.0008	0.0657
С фиксированными эффектами	-0.2614×10^{-4}	0.9667	-0.2603×10^{-4}	0.9567
Со случайными эффектами	0.0079	0.0081	0.0013	0.0503

промышленный сектор, появляются институты, поддерживающие увеличение масштабов производства с целью увеличения производительности, которое ведет к сокращению предпринимательской активности. В странах с высоким уровнем экономического развития при повышении уровня благосостояния вместе с ростом потребностей населения будет расширяться сектор услуг. Увеличение стоимости рабочей силы и диверсификация потребительского спроса дает толчок развитию и внедрению инновационных технологий, стимулируя инновационное предпринимательство.

U-образную зависимость можно также объяснить и с точки зрения профессионального выбора и мотивации. В рамках проекта GEM среди ранних предпринимателей выделяют тех, кто был вынужден заняться предпринимательской деятельностью за неимением лучших альтернатив на рынке труда, и тех, для кого этот выбор был добровольным и объяснялся желанием увеличить доходы и приобрести независимость.

В странах с низким уровнем ВВП на душу населения показатели ранней предпринимательской активности имеют тенденцию быть выше. В этих экономиках также наблюдается более высокая пропорция вынужденных предпринимателей, в то время как в странах с высоким уровнем ВВП на душу населения, наоборот, преобладают добровольные предприниматели (Образцова, Чепуренко, 2008; Алимова и др., 2011; Xavier et al., 2013). В странах с низким уровнем экономического развития при увеличении доходов, во-первых, увеличиваются альтернативные издержки предпринимательской деятельности, а во-вторых, в экономике появляется больше возможностей для трудоустройства в секторе наемного труда, деятельность в котором является менее рискованной по сравнению с предпринимательством. Поэтому сокращение уровня предпринимательской активности происходит за счет снижения количества вынужденных предпринимателей. В странах с высоким уровнем экономического развития при увеличении доходов появляются новые возможности для создания собственного бизнеса для добровольных предпринимателей, что ведет к увеличению уровня общей предпринимательской активности.

В случае модели с фиксированными эффектами не отвергается ни логарифмическая, ни параболическая спецификации (табл. 2). Иными словами, эти спецификации статистически неразличимы. Объяснение данного результата довольно простое — ВВП на душу населения оказывается незначимым для обеих спецификаций (табл. B2 в Приложении В). Полученные результаты согласуются с выводами, сделанными в работе (Levie, Autio, 2008).

Тот факт, что ВВП в модели с фиксированными эффектами оказывается незначимым, авторы склонны объяснять небольшим числом периодов в выборке: в лучшем случае для одной страны доступны наблюдения за 11 лет, в среднем же — за 5–6 лет. В течение такого короткого временного интервала ВВП на душу населения меняется очень мало, что отри-

цательно сказывается на точности оценок и, как следствие, на результатах теста на значимость. Данное объяснение косвенно подтверждается результатами непараметрической оценки. На рисунке 2 прослеживается U -образная зависимость между переменными, но широкие доверительные интервалы говорят о низкой точности оценок.

Для модели со случайными эффектами, как и в случае модели для средних значений, логарифмическая спецификация отвергается, в то время как параболическая спецификация не отвергается на 5%-ном уровне значимости (табл. 2). Непараметрическая оценка также говорит в пользу гипотезы об U -образной зависимости (рис. 3). При этом тест Henderson et al. (2008) говорит о состоятельности полученных оценок, не позволяя отвергнуть нулевую гипотезу о некоррелированности случайных эффектов и объясняющих переменных (статистика теста равна 7×10^{-5} , а P -значение — 0.15).

6. Заключение

В работе на основе данных проекта «Глобальный мониторинг предпринимательства» (GEM) изучается влияние уровня экономического развития (измеряемого как ВВП на душу населения) на предпринимательскую активность. Эмпирический анализ строится на годовых данных для 65 стран за период с 2001 по 2011 год.

Приведены оценки для трех моделей — модели для средних значений, модели с фиксированными эффектами и модели со случайными эффектами. При этом оценка осуществляется как на основе параметрического подхода (зависимость предпринимательской активности от экономического развития описывается либо логарифмической, либо параболической функцией), так и на основе непараметрического подхода (функциональная форма зависимости предполагается неизвестной). Возможность использования параметрических спецификаций моделей, как и состоятельность оценок модели со случайными эффектами, проверяется на основе непараметрических тестов.

Результаты оценки позволяют сделать вывод об U -образной зависимости предпринимательской активности от уровня экономического развития. Об этом свидетельствует как непараметрическая оценка, так и результаты теста на параметрическую спецификацию — гипотеза о логарифмической спецификации модели отклоняется, а гипотеза о параболической спецификации не отклоняется на данной выборке. Однако этот результат справедлив только при объяснении различий в уровнях экономической активности между странами. Оценка модели с фиксированными эффектами не позволяет сделать вывод о значимой зависимости между переменными во времени внутри одной страны.

Список литературы

- Алимова Т. А., Ченина А. В., Чепуренко А. Ю. (2011). Экономический кризис и предпринимательская активность населения России: открывать свое дело или выходить из бизнеса? *Мир России*, 2, 142–160.
- Верховская О. Р., Дорохина М. В. (2012). Национальный отчет «Глобальный мониторинг предпринимательства. Россия 2011». Высшая школа менеджмента Санкт-Петербургского государственного университета, СПб.
- Образцова О., Чепуренко А. (2008). Развитие российского частного предпринимательства в межстрановом сопоставлении. *Вопросы экономики*, 8, 91–107.

Чепуренко А. Ю. (2012). Что такое предпринимательство и какая политика в отношении предпринимательства нужна России? (Заметки на полях работ современных зарубежных классиков). *Журнал Новой экономической ассоциации*, 2, 102–124.

Ács Z. J., Amorós J. E. (2008). Entrepreneurship and competitiveness dynamics in Latin America. *Small Business Economics*, 31 (3), 305–322.

Ács Z. J., Audretsch D. B., Braunerhjelm P., Carlsson B. (2012). Growth and entrepreneurship. *Small Business Economics*, 39 (2), 289–300.

Amorós J. E., Cristi O. (2008). Longitudinal analysis of entrepreneurship and competitiveness dynamics in Latin America. *International Entrepreneurship and Management Journal*, 4 (4), 381–399.

Audretsch D. B. (2014). From the entrepreneurial university to the university for the entrepreneurial society. *The Journal of Technology Transfer*, 39 (3), 313–321.

Blau D. M. (1987). A time series analysis of self-employment in the United States. *Journal of Political Economy*, 95 (3), 445–467.

Bosma N. S., Ács Z., Autio E., Coduras A., Levie J. (2009). Global Entrepreneurship Monitor 2008. Executive Report. London: London Business School.

Carree M., van Stel A., Thurik R., Wennekers S. (2002). Economic development and business ownership: An analysis using data of 23 OECD countries in the period 1976–1996. *Small Business Economics*, 19 (3), 271–290.

Carree M., van Stel A., Thurik R., Wennekers S. (2007). The relationship between economic development and business ownership revisited. *Entrepreneurship & Regional Development*, 19 (2), 281–291.

Chepurenko A., Gabelko M., Obraztsova O. (2011). Early-stage entrepreneurial activity: an explanatory model for cross-country comparisons. *Working paper WP1/2011/04*. Moscow: HSE.

Efron B., Tibshirani R. (1986) Bootstrap methods for standard errors, confidence intervals, and other measures of statistical accuracy. *Statistical Science*, 1 (1), 54–77.

Freytag A., Thurik A. R. (2007). Entrepreneurship and its determinants in a cross-country setting. *Journal of Evolutionary Economics*, 17 (2), 117–131.

Henderson D. J., Raymond J. C., Li Q. (2008). Nonparametric estimation and testing of fixed effects panel data models. *Journal of Econometrics*, 144 (1), 257–275.

Iyigun M. F., Owen A. L. (1998). Entrepreneurship and human capital accumulation. *The American Economic Review*, 88 (2), 454–457.

Klapper L. F., Love I. (2011). Entrepreneurship and development: The role of information asymmetries. *The World Bank Economic Review*, 25 (3), 448–455.

Levie J., Autio E. (2008). A theoretical grounding and test of the GEM model. *Small Business Economics*, 31 (3), 235–263.

Li Q., Stengos T. (1996). Semiparametric estimation of partially linear panel data models. *Journal of Econometrics*, 71, 389–397.

Li Q., Wang S. (1998). A simple consistent bootstrap test for a parametric regression function. *Journal of Econometrics*, 87, 145–165.

Lucas R. E. Jr. (1978). On the size distribution of business firms. *The Bell Journal of Economics*, 9 (2), 508–523.

Naude W., Amorós J. E., Cristi O. (2012). «Surfeiting, the appetite may sicken»: Entrepreneurship and the happiness of nations. *Working Papers*, 13. Maastricht Economic and Social Research Institute on Innovation and Technology, Maastricht Graduate School of Governance.

- Pinillos M.-J., Reyes L. (2011). Relationship between individualist — collectivist culture and entrepreneurial activity: Evidence from Global Entrepreneurship Monitor data. *Small Business Economics*, 37 (1), 23–37.
- Robinson P. M. (1988). Root-N-consistent semiparametric regression. *Econometrica*, 56 (4), 931–954.
- Schaffner J. A. (1993). Rising incomes and the shift from self-employment to firm-based production. *Economics Letters*, 41 (4), 435–440.
- Steinmetz G., Wright E. O. (1989). The fall and rise of the petty bourgeoisie: Changing patterns of self-employment in the postwar United States. *American Journal of Sociology*, 94 (5), 973–1018.
- Syrquin M. (1988). Patterns of structural change. In: *Handbook of Development Economics*, 1, 203–273.
- Swamy P. A. V. B., Arora S. S. (1972). The exact finite sample properties of the estimators of coefficients in the error components regression models. *Econometrica*, 40, 261–275.
- van Stel A., Storey D. J., Thurik A. R. (2007). The effect of business regulations on nascent and young business entrepreneurship. *Small Business Economics*, 28 (2), 171–186.
- Verheul I., van Stel A., Thurik A. R. (2006). Explaining female and male entrepreneurship at the country level. *Entrepreneurship and Regional Development*, 18 (2), 151–183.
- Verheul I., Wennekers S., Audretsch D., Thurik A. R. (2002). An eclectic theory of entrepreneurship: Policies, institutions and culture. In: *Entrepreneurship: Determinants and Policy in a European-US Comparison*, 2002, Boston/Dordrecht: Kluwer Academic Publishers, 11–81.
- Wennekers S., Thurik R., van Stel A., Noorderhaven N. (2007). Uncertainty avoidance and the rate of business ownership across 21 OECD countries, 1976–2004. *Journal of Evolutionary Economics*, 17 (2), 133–160.
- Wennekers S., van Stel A., Carree M., Thurik R. (2010). The relationship between entrepreneurship and economic development: Is it U-shaped? *Foundations and Trends in Entrepreneurship*, 6 (3), 167–237.
- Wennekers S., van Stel A., Thurik R., Reynolds P. (2005). Nascent entrepreneurship and the level of economic development. *Small Business Economics*, 24 (3), 293–309.
- Wong P. K., Ho Y. P., Autio E. (2005). Entrepreneurship, innovation, and economic growth: Evidence from GEM data. *Small Business Economics*, 24 (3), 335–350.
- Xavier S. R., Kelley D., Kew J., Herrington M., Vorderwulbeck A. (2013). Global Entrepreneurship Monitor 2012 Global Report. London: London Business School.

References

- Alimova T. A., Chenina A. V., Chepureno A. Ju. (2011). Jekonomicheskij krizis i predprinimatel'skaja aktivnost' naselenija Rossii: otkryvat' svoe delo ili vyhodit' iz biznesa? *Mir Rossii*, 2, 142–160.
- Verhovskaja O. R., Dorohina M. V. (2012). Nacional'nyj otchet «Global'nyj monitoring predprinimatel'stva. Rossiya 2011». Vysshaja shkola menedzhmenta Sankt-Peterburgskogo gosudarstvennogo universiteta, SPb.
- Obraztsova O., Chepureno A. (2008). The development of Russian private entrepreneurship in cross-country comparison. *Voprosy Ekonomiki*, 8, 91–107.
- Chepureno A. (2012). What is entrepreneurship and what entrepreneurship policy does Russia need? (Marginal notes on works of modern foreign classics). *Journal of the New Economic Association*, 14 (2), 102–124.
- Ács Z. J., Amorós J. E. (2008). Entrepreneurship and competitiveness dynamics in Latin America. *Small Business Economics*, 31 (3), 305–322.

Ács Z. J., Audretsch D. B., Braunerhjelm P., Carlsson B. (2012). Growth and entrepreneurship. *Small Business Economics*, 39 (2), 289–300.

Amorós J. E., Cristi O. (2008). Longitudinal analysis of entrepreneurship and competitiveness dynamics in Latin America. *International Entrepreneurship and Management Journal*, 4 (4), 381–399.

Audretsch D. B. (2014). From the entrepreneurial university to the university for the entrepreneurial society. *The Journal of Technology Transfer*, 39 (3), 313–321.

Blau D. M. (1987). A time series analysis of self-employment in the United States. *Journal of Political Economy*, 95 (3), 445–467.

Bosma N. S., Ács Z., Autio E., Coduras A., Levie J. (2009). Global Entrepreneurship Monitor 2008. Executive Report. London: London Business School.

Carree M., van Stel A., Thurik R., Wennekers S. (2002). Economic development and business ownership: An analysis using data of 23 OECD countries in the period 1976–1996. *Small Business Economics*, 19 (3), 271–290.

Carree M., van Stel A., Thurik R., Wennekers S. (2007). The relationship between economic development and business ownership revisited. *Entrepreneurship & Regional Development*, 19 (2), 281–291.

Chepurensko A., Gabelko M., Obratsova O. (2011). Early-stage entrepreneurial activity: an explanatory model for cross-country comparisons. *Working paper WPI/2011/04*. Moscow: HSE.

Efron B., Tibshirani R. (1986) Bootstrap methods for standard errors, confidence intervals, and other measures of statistical accuracy. *Statistical Science*, 1 (1), 54–77.

Freytag A., Thurik A. R. (2007). Entrepreneurship and its determinants in a cross-country setting. *Journal of Evolutionary Economics*, 17 (2), 117–131.

Henderson D. J., Raymond J. C., Li Q. (2008). Nonparametric estimation and testing of fixed effects panel data models. *Journal of Econometrics*, 144 (1), 257–275.

Iyigun M. F., Owen A. L. (1998). Entrepreneurship and human capital accumulation. *The American Economic Review*, 88 (2), 454–457.

Klapper L. F., Love I. (2011). Entrepreneurship and development: The role of information asymmetries. *The World Bank Economic Review*, 25 (3), 448–455.

Levie J., Autio E. (2008). A theoretical grounding and test of the GEM model. *Small Business Economics*, 31 (3), 235–263.

Li Q., Stengos T. (1996). Semiparametric estimation of partially linear panel data models. *Journal of Econometrics*, 71, 389–397.

Li Q., Wang S. (1998). A simple consistent bootstrap test for a parametric regression function. *Journal of Econometrics*, 87, 145–165.

Lucas R. E. Jr. (1978). On the size distribution of business firms. *The Bell Journal of Economics*, 9 (2), 508–523.

Naude W., Amorós J. E., Cristi O. (2012). «Surfeiting, the appetite may sicken»: Entrepreneurship and the happiness of nations. *Working Papers, 13*. Maastricht Economic and Social Research Institute on Innovation and Technology, Maastricht Graduate School of Governance.

Pinillos M.-J., Reyes L. (2011). Relationship between individualist — collectivist culture and entrepreneurial activity: Evidence from Global Entrepreneurship Monitor data. *Small Business Economics*, 37 (1), 23–37.

Robinson P. M. (1988). Root-N-consistent semiparametric regression. *Econometrica*, 56 (4), 931–954.

Schaffner J. A. (1993). Rising incomes and the shift from self-employment to firm-based production. *Economics Letters*, 41 (4), 435–440.

Steinmetz G., Wright E. O. (1989). The fall and rise of the petty bourgeoisie: Changing patterns of self-employment in the postwar United States. *American Journal of Sociology*, 94 (5), 973–1018.

Syrquin M. (1988). Patterns of structural change. In: *Handbook of Development Economics*, 1, 203–273.

Swamy P. A. V. B., Arora S. S. (1972). The exact finite sample properties of the estimators of coefficients in the error components regression models. *Econometrica*, 40, 261–275.

van Stel A., Storey D. J., Thurik A. R. (2007). The effect of business regulations on nascent and young business entrepreneurship. *Small Business Economics*, 28 (2), 171–186.

Verheul I., van Stel A., Thurik A. R. (2006). Explaining female and male entrepreneurship at the country level. *Entrepreneurship and Regional Development*, 18 (2), 151–183.

Verheul I., Wennekers S., Audretsch D., Thurik A. R. (2002). An eclectic theory of entrepreneurship: Policies, institutions and culture. In: *Entrepreneurship: Determinants and Policy in a European-US Comparison*, 2002, Boston/Dordrecht: Kluwer Academic Publishers, 11–81.

Wennekers S., Thurik R., van Stel A., Noorderhaven N. (2007). Uncertainty avoidance and the rate of business ownership across 21 OECD countries, 1976–2004. *Journal of Evolutionary Economics*, 17 (2), 133–160.

Wennekers S., van Stel A., Carree M., Thurik R. (2010). The relationship between entrepreneurship and economic development: Is it U-shaped? *Foundations and Trends in Entrepreneurship*, 6 (3), 167–237.

Wennekers S., van Stel A., Thurik R., Reynolds P. (2005). Nascent entrepreneurship and the level of economic development. *Small Business Economics*, 24 (3), 293–309.

Wong P. K., Ho Y. P., Autio E. (2005). Entrepreneurship, innovation, and economic growth: Evidence from GEM data. *Small Business Economics*, 24 (3), 335–350.

Xavier S. R., Kelley D., Kew J., Herrington M., Vorderwulbec A. (2013). Global Entrepreneurship Monitor 2012 Global Report. London: London Business School.

Приложение А

Решение $\hat{g}(\tilde{z}_1), \dots, \hat{g}(\tilde{z}_M)$ оптимизационной задачи (11) удовлетворяет системе M уравнений

$$\begin{cases} \hat{g}(\tilde{z}_1) & -\frac{1}{M-1}\hat{g}(\tilde{z}_2) & \dots & -\frac{1}{M-1}\hat{g}(\tilde{z}_M) & = & \Delta\hat{G}_{-1}, \\ -\frac{1}{M-1}\hat{g}(\tilde{z}_1) & +\hat{g}(\tilde{z}_2) & \dots & -\frac{1}{M-1}\hat{g}(\tilde{z}_M) & = & \Delta\hat{G}_{-2}, \\ & & & & \vdots & \\ -\frac{1}{M-1}\hat{g}(\tilde{z}_1) & -\frac{1}{M-1}\hat{g}(\tilde{z}_2) & \dots & +\hat{g}(\tilde{z}_M) & = & \Delta\hat{G}_{-M}, \end{cases} \quad (A1)$$

где $\Delta\hat{G}_{-i} = \sum_{j \neq i} (\hat{G}(\tilde{z}_i, \tilde{z}_j) - \hat{G}(\tilde{z}_j, \tilde{z}_i)) / (2M - 2)$.

Можно заметить, что уравнения системы (A1) линейно зависимы, поэтому оценки $\hat{g}(\tilde{z}_1), \dots, \hat{g}(\tilde{z}_M)$ можно получить только с точностью до константы. Для этого заменяем последнее уравнение системы (A1) на уравнение

$$\hat{g}(\tilde{z}_1) + \hat{g}(\tilde{z}_2) + \dots + \hat{g}(\tilde{z}_M) = 0. \quad (A2)$$

Уравнение (A2) есть не что иное, как условие нормировки — на оценки $\hat{g}(\tilde{z}_1), \dots, \hat{g}(\tilde{z}_M)$ накладывается ограничение, чтобы их сумма была равна нулю.

Тогда вектор оценок функции $\hat{g} = (\hat{g}(\tilde{z}_1), \dots, \hat{g}(\tilde{z}_M))'$ может быть найден как

$$\hat{g} = A^{-1}B,$$

где A и B — матрицы размерности $M \times M$ и $M \times 1$ соответственно:

$$A = \begin{pmatrix} 1 & -\frac{1}{M-1} & \dots & -\frac{1}{M-1} & -\frac{1}{M-1} \\ -\frac{1}{M-1} & 1 & \dots & -\frac{1}{M-1} & -\frac{1}{M-1} \\ \vdots & & \ddots & & \vdots \\ -\frac{1}{M-1} & -\frac{1}{M-1} & \dots & 1 & -\frac{1}{M-1} \\ 1 & 1 & \dots & 1 & 1 \end{pmatrix}, \quad B = \begin{pmatrix} \Delta \hat{G}_{-1} \\ \Delta \hat{G}_{-2} \\ \vdots \\ \Delta \hat{G}_{-(M-1)} \\ 0 \end{pmatrix}.$$

Приложение Б

Таблица Б1. Структура выборки

Страна	Число периодов	Страна	Число периодов	Страна	Число периодов
Алжир	2	Гонконг	5	Перу	7
Аргентина	3	Венгрия	10	Филиппины	1
Австралия	8	Исландия	9	Польша	4
Австрия	2	Индонезия	1	Португалия	5
Бельгия	11	Иран	2	Румыния	5
Босния и Герцеговина	4	Ирландия	9	Россия	6
Бразилия	11	Израиль	7	Сингапур	5
Канада	6	Италия	10	Словакия	1
Чили	8	Ямайка	1	Словения	10
Китай	6	Япония	7	Испания	8
Колумбия	6	Иордания	2	Швеция	7
Хорватия	10	Казахстан	1	Швейцария	4
Чехия	2	Южная Корея	6	Таиланд	4
Дания	11	Латвия	7	Тринидад и Тобаго	1
Доминикана	3	Ливан	1	Тунис	1
Египет	1	Литва	1	Турция	3

Окончание таблицы Б1

Страна	Число периодов	Страна	Число периодов	Страна	Число периодов
Финляндия	11	Македония	1	Уганда	3
Франция	11	Малайзия	4	Великобритания	10
Германия	9	Марокко	1	США	10
Гана	1	Нидерланды	11	Уругвай	6
Греция	8	Новая Зеландия	5	Венесуэла	1
Гватемала	1	Норвегия	10		

А. В. Ларин, Е. Н. Тарунина

Таблица Б2. Описание переменных

Название	Описание	Источник*
TEA	Уровень ранней предпринимательской активности — доля людей в возрасте от 18 до 64 лет, активно вовлеченных в процесс по созданию бизнеса, а также тех, кто владеет и управляет вновь созданным предприятием менее 3.5 лет, %	[1]
ВВП на душу населения	Валовой внутренний продукт на душу населения, в постоянных ценах 2005 года (по ППС), тыс. долл.	[2]
Плотность населения	Среднегодовая численность населения, деленная на общую площадь страны, человек на 100 кв. м	[2]
Доля городского населения	Доля населения, проживающего в городских районах, %	[2]
Доля женщин в рабочей силе	Доля женщин в составе рабочей силы, %	[2]
Безработица	Доля безработных в рабочей силе, %	[2, 3]
Налог на доходы	Сумма налогов на доходы, прибыль и прирост капитала, % от совокупной выручки	[2]
Внутренние кредиты	Объем внутренних кредитов частному сектору, % от ВВП	[2]
Неформальные инвесторы	Доля людей, которые лично предоставили фонды для нового дела, начатого кем-либо за прошлые три года, % от населения в возрасте 18–64 лет	[1]
Страх неудачи	Доля людей, которые положительно воспринимают существующие возможности, но боятся неудачи, % от населения в возрасте 18–64 лет	[2]
Знания и опыт	Доля людей, которые считают, что обладают навыками и знаниями, необходимыми для начала бизнеса, % от населения в возрасте 18–64 лет	[2]

* Источники данных: [1] — GEM, [2] — Всемирный банк, [3] — IMF.

Таблица Б3. Описательная статистика переменных

Наименование	Среднее	Стандартное отклонение	Минимум	Максимум
ТЕА	9.04	6.18	1.60	40.30
ВВП на душу населения	24.07	11.82	0.85	49.10
Плотность населения	0.03	0.11	0.00	0.67
Доля городского населения	74.54	15.79	12.78	100.00
Доля женщин в рабочей силе	43.74	5.33	13.25	50.35
Безработица	7.65	4.20	0.70	33.80
Налог на доходы	27.73	13.22	1.38	65.38
Внутренние кредиты	0.70	0.55	0.06	3.19
Неформальные инвесторы	3.98	3.17	0.40	26.30
Страх неудачи	33.46	8.17	10.00	65.00
Знания и опыт	46.05	14.33	9.00	87.00
Число стран		65		
Число лет		11		
Всего наблюдений		348		

Приложение В

В приводимых ниже таблицах с результатами оценки для разных моделей зависимой переменной является $\ln(\text{ТЕА})$. В скобках стоят стандартные ошибки. *, **, *** — значимость на 10, 5 и 1%-ном уровне соответственно.

Таблица В1. Модель для средних значений

Объясняющие переменные	Спецификация		
	Логарифмическая	Параболическая	Непараметрическая
ВВП на душу населения	—	−0.0541*** (0.0147)	—
Квадрат ВВП на душу населения	—	0.0008** (0.0003)	—
Логарифм ВВП на душу населения	−0.2897*** (0.0773)	—	—
Плотность населения	−0.0095 (0.3699)	−0.0270 (0.3608)	−0.0465 (0.9912)
Доля городского населения	0.0036 (0.0026)	0.0038 (0.0024)	0.0040 (0.0027)
Доля женщин в рабочей силе	0.0055 (0.0055)	0.0087* (0.0053)	0.0094 (0.0057)

Окончание таблицы В1

А. В. Ларин, Е. Н. Тарунина

Объясняющие переменные	Спецификация		
	Логарифмическая	Параболическая	Непараметрическая
Безработица	−0.0017 (0.0088)	−0.0041 (0.0083)	−0.0066 (0.0109)
Налог на доходы	0.0059* (0.0034)	0.0062* (0.0033)	0.0067* (0.0038)
Внутренние кредиты	−0.0002 (0.0012)	−0.0004 (0.0011)	−0.0004 (0.0009)
Неформальные инвесторы	0.0326** (0.0135)	0.0354*** (0.0120)	0.0406*** (0.0129)
Страх неудачи	0.0071 (0.0069)	0.0056 (0.0067)	0.0054 (0.0070)
Знания и опыт	0.0212*** (0.0043)	0.0199*** (0.0040)	0.0199*** (0.0041)
Константа	−3.6746*** (0.5818)	−3.8268*** (0.5204)	−4.5986*** (0.4580)

Таблица В2. Модель с фиксированными эффектами

Объясняющие переменные	Спецификация		
	Логарифмическая	Параболическая	Непараметрическая
ВВП на душу населения	—	−0.0163 (0.0326)	—
Квадрат ВВП на душу населения	—	0.0002 (0.0005)	—
Логарифм ВВП на душу населения	−0.0706 (0.2464)	—	—
Плотность населения	8.2650 (7.2318)	8.1205 (8.0890)	6.9857 (64.6921)
Доля городского населения	0.0162 (0.0168)	0.0173 (0.0156)	−0.0647 (0.0430)
Доля женщин в рабочей силе	−0.0519** (0.0210)	−0.0493** (0.0215)	−0.0364 (0.0520)
Безработица	−0.0136 (0.0089)	−0.0150* (0.0091)	−0.0078 (0.0179)
Налог на доходы	−0.0046 (0.0054)	−0.0046 (0.0054)	0.0071 (0.0119)
Внутренние кредиты	0.0001 (0.0003)	0.0001 (0.0003)	0.0003 (0.0006)

Окончание таблицы В2

Объясняющие переменные	Спецификация		
	Логарифмическая	Параболическая	Непараметрическая
Неформальные инвесторы	0.0456*** (0.0085)	0.0455*** (0.0085)	0.0450* (0.0250)
Страх неудачи	0.0007 (0.0025)	0.0007 (0.0025)	0.0015 (0.0054)
Знания и опыт	0.0162*** (0.0026)	0.0163*** (0.0026)	0.0121* (0.0071)

Таблица В3. Модель со случайными эффектами

Объясняющие переменные	Спецификация		
	Логарифмическая	Параболическая	Непараметрическая
ВВП на душу населения	—	−0.0506*** (0.0109)	—
Квадрат ВВП на душу населения	—	0.0007*** (0.0002)	—
Логарифм ВВП на душу населения	−0.2729*** (0.0620)	—	—
Плотность населения	−0.0773 (0.3490)	−0.0657 (0.3238)	−0.0730 (2.0218)
Доля городского населения	0.0036 (0.0026)	0.0041* (0.0023)	0.0035 (0.0031)
Доля женщин в рабочей силе	−0.0001 (0.0052)	0.0044 (0.0050)	0.0060 (0.0065)
Безработица	−0.0125** (0.0057)	−0.0142** (0.0056)	−0.0162* (0.0083)
Налог на доходы	0.0032 (0.0027)	0.0040 (0.0025)	0.0047 (0.0044)
Внутренние кредиты	0.0001 (0.0002)	0.0001 (0.0002)	0.0000 (0.0004)
Неформальные инвесторы	0.0420*** (0.0071)	0.0419*** (0.0068)	0.0449*** (0.0147)
Страх неудачи	0.0016 (0.0022)	0.0018 (0.0022)	0.0018 (0.0048)
Знания и опыт	0.0182*** (0.0020)	0.0182*** (0.0019)	0.0183*** (0.0041)
Константа	−3.0686*** (0.3199)	−3.4075*** (0.3121)	−4.1602*** (0.5176)