

О.Н. ЛОБОДИНА,
Ю.Д. ШМИДТ

Оценка влияния пространственных факторов на интенсивность инновационных процессов

Предлагается методика оценки влияния пространственных факторов на развитие и интенсивность инновационных процессов, в которой используются производственная функция знаний, эконометрические модели, индекс Морана. Подтверждена гипотеза о существовании пространственных эффектов в развитии инновационных процессов в России. Результаты будут полезны при дальнейших исследованиях факторов, влияющих на интенсивность инновационного развития.

Ключевые слова: инновационные процессы, пространственные факторы, методика оценки, влияние факторов, пространственные эффекты, эконометрические модели.

Estimation of the influence of spatial factors on the intensity of innovation processes. O.N. LOBODINA, Y.D. SHMIDT.

The technology is suggested for estimating the influence of spatial factors on development and intensity of innovation processes which (the technology) uses production function of the knowledge, econometric models and Moran index. The hypothesis on the existence of spatial factors in the development of innovation processes in Russia is confirmed. The results will be useful for further investigations of the factors influencing the intensity of innovation development.

Key terms: innovation processes, spatial factors, estimation technology, influence of factors, spatial effects, econometric models.

Для успешного перехода российской экономики на инновационный путь развития необходимо не только активизировать заимствования новой техники, оборудования и технологий у развитых стран, но и значительно повысить результативность научных исследований. В кругу специалистов сложилось устойчивое мнение о низкой эффективности отечественных научных разработок в сфере инновационной деятельности. Однако анализ международной практики показывает, что результативность подобных исследований в развитых странах также не является высокой [1]. Соотношение творческих идей и успешных инновационных проектов со значительной доходностью составляет 3000 к 1, или доля успешных проектов – 0,03 % от количества творческих идей.

В 1979–1981 гг. Р. Купер предложил теорию успешности инноваций, поддержанную многими учеными, что позволило идентифицировать более 75 ключевых факторов успешности инновационных проектов. Эти факторы имеют ярко выраженную региональную специфику и связаны с результативностью инновационной деятельности, которая зависит от качества инновационной среды, уровня экономического развития и уклада национальной экономики. Выявление таких факторов в регионах России позволит количественно оценивать интенсивность инновационных процессов и успешность конкретных инновационных проектов.

Динамика уровня инновационного развития России свидетельствует о слабоположительных тенденциях роста [3]. Для выяснения причин медленного перехода российской экономики на инновационный путь развития и поиска факторов, сдерживающих его и способствующих ускорению, необходимы соответствующие модели и инструменты.

Анализ инновационной деятельности в данной работе будет осуществлен на основе оценки производственной функции знаний, предложенной С. Грилич [10], М. Фритч [9]. Производственная функция знаний (ПФЗ) для панельных данных описывается в виде

$$I_{it} = f(I_{it-1}, H_{it}, RD_{it}, Z_{it}),$$

где i – номер региона, t – время, I_{it} – некоторый измеритель инновационных идей в i -м регионе в момент времени t , I_{it-1} – тот же показатель за предыдущий период, т. к. производство инновационных идей стимулирует создание новых знаний, H_{it} – оценка человеческого капитала, RD_{it} – внутренние затраты на исследования и разработки на одного исследователя, Z_{it} – некоторый социально-экономический фактор, который позволяет определить вектор инновационной деятельности региона.

Измерителями инновационных идей могут служить патенты, изобретенные и внедренные технологии, новые продукты, число инновационно-активных предприятий. В зарубежных исследованиях, как правило, применяется число патентных заявок или патентов, однако в российских условиях такой показатель является некорректным, т. к. качество знаний, оформленных в патентах в России, очень низкое: они почти не предназначены для внедрения и не отражают реально используемых технологий и продуктов [5]. Таким образом, адекватно отражающим поток инновационных идей может стать показатель «Инновационная активность организаций», который определяется как отношение числа организаций, осуществлявших технологические, организационные или маркетинговые инновации, к общему числу обследованных за определенный период времени организаций в регионе.

Человеческий капитал можно оценивать разными способами. Наиболее простой $H = e^{f(s)}$ отражает повышение производительности труда в зависимости от увеличения уровня образования, измеренного

в годах обучения s . Часто предполагается, что $f(s)=rs$, где r – норма отдачи на инвестиции в образование, реально наблюдаемая на рынке труда. Однако эта величина может существенно различаться по регионам и отраслям, и в научном секторе она очень мала [5], поэтому можно свести человеческий капитал к однородному труду $H_r=L$, где L – численность занятых исследованиями и разработками на одну тысячу населения. А влияние человеческого капитала можно учесть косвенным образом по различиям в коэффициентах эластичности для различных категорий исследователей:

$$H = Ln(H_r) = Ln\left(\prod_{i=1}^3 L_i^{\beta_i}\right) = \sum_{i=1}^3 \beta_i Ln(L_i),$$

где i – категория работника (1 – доктор наук, 2 – кандидат, 3 – исследователь без ученой степени), β_i – весовые коэффициенты.

Для определения вектора развития инноваций в регионе в работах [4, 7] предлагается использовать D_{it} – фактор, определяющий концентрацию производства, и S_{it} – фактор, учитывающий специализацию региона. Для расчета фактора D_{it} воспользуемся индексом Херфиндаля–Хиршмана:

$$D_{it} = \sum_{j=1}^k \left(\frac{TC_{ij}^t}{TC_j^t} \right)^2,$$

где TC_{ij}^t – оборот предприятий i -го региона по j -му виду экономической деятельности в t -м году, TC_j^t – оборот предприятий по j -му виду экономической деятельности России в целом.

Фактор S_{it} вычисляется по формуле [7]:

$$S_{it} = \sum_{j=1}^k \left| \frac{TC_{ij}^t}{TC_j^t} - \frac{TC_{Nj}^t}{TC_N^t} \right|,$$

где TC_{Nj}^t – среднее значение оборота предприятий по j -му виду экономической деятельности в t -м году, TC_N^t – среднее значение оборота предприятий по России в целом в году t .

Таким образом, ПФЗ можно описать в виде

$$I_{it} = f(I_{it-1}, H_{it}, RD_{it}, S_{it}, D_{it}). \quad (1)$$

Для оценки ПФЗ можно использовать регрессионную модель вида:

$$\begin{aligned} I_{it} &= \beta_0 + \beta_1 H_{it} + \beta_2 S_{it} + \beta_3 D_{it} + \beta_4 RD_{it} + \gamma I_{it-1} + \sum_{t=T_0}^{T_1} d_t + \varepsilon_{it} = \\ &= \beta X_{it} + \gamma I_{it-1} + \sum_{t=T_0}^{T_1} \delta_t d_t + \varepsilon_{it}, \end{aligned} \quad (2)$$

где X_{it} – вектор-строки матрицы объясняющих переменных за текущий период, γ – коэффициент регрессии, I_{it-1} – лагированная зависимая переменная, d_t – дамми-переменная для года t , которая принимает значение 1, если текущий год равен t , и значение 0 – в противном слу-

чае. Переменные d_i являются временными фиктивными переменными, которые используются для учета временных эффектов и вводятся из-за того, что в нашем случае панельные данные состоят из относительно коротких временных рядов.

Однако трудность оценки ПФЗ на региональном уровне заключается в том, что регионы представляют собой сложные открытые системы, т. е. на научную и инновационную деятельность на отдельной территории могут оказывать влияние аналогичные процессы в других районах страны.

В данной работе для выявления возможных пространственных эффектов при оценке ПФЗ используются методы пространственной эконометрики. Все расчеты проведены по данным за 2005–2011 гг. для 75 российских регионов, остальные не включены в анализ (например, Чеченская республика и республика Ингушетия), т. к. официальных данных за некоторые годы по этим субъектам не существует.

Некоторые показатели, используемые в рассматриваемой модели, например оборот организаций по видам экономической деятельности, разрабатываются с 2005 г. на основе Общероссийского классификатора ОКВЭД, который введен взамен классификатора ОКОНХ (отраслей народного хозяйства). В связи с этим динамические ряды по видам экономической деятельности с 2000 по 2004 г. получить невозможно. Поэтому модель исследуется на панельных данных за 2005–2011 гг. с периодом 0,5 года. Показатели на конец каждого года взяты из официальной статистики, на середину каждого года получены сплайн-интерполяцией (кубический сплайн).

Для выявления пространственных эффектов зависимой переменной вычислим сначала индексы Морана для каждого рассматриваемого периода времени:

$$I(X) = \frac{N}{\sum_i \sum_j w_{ij}} \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} (X_i - \bar{X})(X_j - \bar{X})}{\sum_i (X_i - \bar{X})^2},$$

где N – общее число регионов, \bar{X} – среднее значение показателя X , W – положительно определенная матрица, она задает круг «соседей», влияющих на каждый регион. Ненулевой элемент матрицы w_{ij} показывает связь между регионами i и j . Наиболее распространенными являются два типа матрицы пространственных весов:

- матрица обратных расстояний

$$w_{ij} = \begin{cases} 0, & \text{если } i = j \\ \frac{1}{d_{ij}}, & \text{если } i \neq j \end{cases};$$

- граничная матрица весов (нормированная по строкам)

$$w_{ij} = \begin{cases} 0, & \text{если } i = j \\ \frac{\sigma_{ij}}{\sum_{k=1}^N d_{ik}}, & \text{если } i \neq j \end{cases},$$

$$\sigma_{ij} = \begin{cases} 0, & \text{если регионы } i \text{ и } j \text{ не имеют общих границ} \\ 1, & \text{если регионы } i \text{ и } j \text{ имеют общую границу.} \end{cases}$$

Однако, по нашему мнению, для масштабов Российской Федерации матрица граничных весов не отражает существующего положения дел. Например, Московская область не граничит с Орловской областью и Приморским краем, но между Москвой и Орлом всего 426 км, в то время как расстояние от Москвы до Приморского края составляет 9180 км. Поэтому все расчеты в данной работе будут производиться только для матрицы обратных расстояний.

Результаты вычисления индексов Морана для показателя «Инновационная активность предприятий» по стране в целом и по группам регионов в выбранный интервал времени приведены в табл. 1. Все регионы были разделены на две группы: западные (Центральный ФО, Северо-Западный ФО, Южный ФО, Северо-Кавказский ФО, Приволжский ФО) и восточные (Уральский ФО, Сибирский ФО, Дальневосточный ФО), поскольку исследования свидетельствуют о сходных пространственных эффектах в этих группах субъектов Федерации [2, 8].

Таблица 1
**Индексы Морана для показателя
«Инновационная активность предприятий»**

Территория	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
Россия	-0,0156	0,0047	0,0360	0,02219	0,0095	0,0077	0,0079
Западные регионы	-0,0162	-0,0034	0,02949	0,03443	0,02114	0,03029	0,03350
Восточные регионы	-0,14831	-0,1515	-0,1114	-0,04586	-0,0247	-0,03481	-0,05023

Примечание. Здесь и в табл. 2 статистически значимые индексы с вероятностью 0,05 ($|z|>1,96$) выделены жирным шрифтом.

В случае отсутствия какой-либо пространственной автокорреляции значение коэффициента Морана будет близко к

$$E(I) = -\frac{1}{N-1}.$$

Для оценки статистической значимости применяем z-статистику:

$$z = \frac{I - E(I)}{\sqrt{E(I^2) - E(I)^2}}.$$

Большинство индексов свидетельствует о наличии либо положительной, либо отрицательной пространственной автокорреляции. Начиная с 2007 г. в стране в целом и западной группе регионов наблюдаются устойчиво положительные и значимые индексы Морана. Статистически значимые величины в восточной группе регионов указывают на наличие отрицательной пространственной корреляции. Большая

часть индексов восточной группы статистически незначима, что свидетельствует скорее всего о малой статистической выборке.

Рассчитанные индексы Морана позволяют сделать только начальные предположения о наличии пространственных эффектов. Для более точной оценки используются пространственно-авторегрессионные модели вида [2]:

$$Y = \beta X + \rho W Y + \varepsilon, \quad (3)$$

где X – матрица объясняющих переменных, β – вектор оцениваемых коэффициентов, W – матрица пространственных весов, ρ – пространственный коэффициент, ε – вектор ошибок.

Знак и статистическая значимость пространственного коэффициента ρ характеризуют существование или отсутствие внешних эффектов между регионами. Если этот коэффициент оказывается значимым и положительным (отрицательным), то какое-либо изменение, произошедшее в одном районе, приведет к аналогичному (противоположному) изменению в других.

С учетом (3) авторегрессионная модель (2) будет представлена в виде

$$I_{it} = \beta X_{it} + \gamma I_{it-1} + \sum_{t=T_0}^{T_1} \delta_t d_t + \rho W I_{it} + \varepsilon_{it}. \quad (4)$$

С помощью этой модели мы будем исследовать следующие гипотезы:

- о наличии долгосрочных пространственных эффектов для регионов РФ;
- о статистической значимости и влиянии наблюдаемых факторов модели (4) на процесс создания инновационных идей.

Использование лагированной зависимой переменной в модели (4) приводит к существенным изменениям в ее интерпретации. Без этой переменной регрессоры представляют собой полный набор информации, порождающей наблюдаемые значения зависимой переменной. С добавлением лагированной зависимой переменной в уравнение вводится полная предыстория самих регрессоров, так что любое воздействие на процесс измерения обусловлено этой историей. Это приводит к существенному усложнению методов оценивания таких моделей. Трудность состоит в том, что лагированная переменная коррелирует со случайным членом даже в отсутствии автокоррелированности последнего.

Известно [6], что метод наименьших квадратов для такой модели является несостоятельным для конечных значений t . Чтобы получить состоятельные оценки, необходимо использовать метод инструментальных переменных или обобщенный метод моментов (GMM), который является основой методологии Аrellano-Бонда. Все дальнейшие расчеты выполнены в системе STATA-7 (модуль xtabond) по панельным данным за 2005–2011 гг. с периодом 0,5 года. В качестве инструментальных переменных выбирается подмножество из множества:

$$\{WI_{it-1}, WH_{it}, WRD_{it-1}, WS_{it}, WD_{it}, \\ WI_{it}, W^2I_{it-1}, W^2H_{it}, W^2RD_{it-1}, \dots\}$$

В табл. 2 приведены значения коэффициентов авторегрессионной модели (4).

*Таблица 2
Значения коэффициентов модели (4)*

Коэффициент	Россия	Западные регионы	Восточные регионы
ρ (пространственный коэффициент)	11,69814	-12,22899	-421,9125
β_0 (свободный член)	-1,988025	11,63089	29,55043
β_{11} (доктора наук)	8,344164	-12,91583	-157,0245
β_{12} (кандидаты)	-2,641222	5,743671	49,08202
β_{13} (исследователи без степени)	-0,820505	-0,6723485	16,53859
β_2 (специализация)	-4,741412	51,26688	-59,2319
β_3 (концентрация)	1,30838	-3,561007	194,0743
β_4 (внутренние затраты на исследования)	0,5697509	0,0263715	29,49221
γ (индекс инновационной активности)	0,7015059	0,6079908	0,8433087

По этим данным пространственный коэффициент значим и положителен для России, т. е. увеличение инновационной активности одного региона приводит к положительному эффекту в других. Если же рассматривать западные и восточные регионы по отдельности, в них наблюдается эффект стягивания, т. е. если на одной территории увеличивается инновационная активность, то в других регионах этого не происходит.

Далее было проведено тестирование авторегрессии в остатках. В табл. 3 приведен результат теста для России в целом, судя по которому гипотеза об отсутствии автокорреляции для этой модели отклонена, обнаружена автокорреляция 4-го порядка, которая была скорректирована средствами модуля xtbond системы STATA. Аналогичные результаты были получены для западных регионов, для восточных регионов была обнаружена автокорреляция 2-го порядка.

*Таблица 3
Тестирование авторегрессии в остатках (для России в целом)*

Порядок автокорреляции	Значение z	Вероятность значения больше z
1	4,8818	0,0000
2	-4,7797	0,0000
3	-5,3953	0,0000
4	0,97699	0,3286

На основе выполненных расчетов можно сделать следующие выводы.

1. Нижняя граница 95 % доверительного интервала оценки γ при лагированной зависимой переменной для России в целом ($0,6932962 \leq \gamma \leq 0,6990798$), западных регионов ($0,5878822 \leq \gamma \leq 0,6280993$) и восточных ($0,634129 \leq \gamma \leq 1,052488$) больше нуля. Значит, величина показателя «Индекс инновационной активности предприятия», наблюдавшаяся в предыдущий период, положительно влияет на текущее значение этого показателя.

2. Человеческий капитал определяет эффективность создания инновационных идей, большинство коэффициентов β_{1i} статистически значимы. Наибольшее положительное влияние по России в целом оказывают доктора наук, в западных регионах – кандидаты наук, в восточных – кандидаты наук и исследователи без степени.

3. Эффективность создания инновационных идей имеет положительную корреляцию с показателем «Внутренние затраты на исследования и разработки на одного исследователя».

4. Концентрация производства для России и восточных регионов положительно сказывается на инновационной деятельности, в то время как специализация региона оказывает отрицательное влияние на рассматриваемый показатель. Для западных регионов наблюдается обратное воздействие.

Таким образом, и в России в целом, и в западных и восточных регионах подтверждается наличие пространственных эффектов. Однако механизмы пространственного влияния между регионами могут быть различными, например централизованное внедрение инноваций, разработанных в головных подразделениях компаний (обычно расположенных в Москве), или приобретение инноваций, созданных в других регионах.

Для исследования механизма пространственного влияния групп регионов друг на друга изменим модель (4) следующим образом [2]:

1. Пространственную матрицу представим в виде суммы 4 блочных матриц для западных и восточных регионов:

$$W = W^{11} + W^{22} + W^{12} + W^{21},$$

$$W = \begin{pmatrix} w_{ww} & 0 \\ 0 & 0 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0 & 0 \\ 0 & w_{ee} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0 & w_{we} \\ 0 & 0 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0 & 0 \\ w_{ew} & 0 \end{pmatrix},$$

где W^{11} – описывает влияние западных регионов друг на друга, W^{22} – описывает влияние восточных регионов друг на друга, W^{12} – описывает влияние западных регионов на восточные, W^{21} – описывает влияние восточных на западные.

$$W^{11} = \begin{cases} w_{ij}, 1 \leq i \leq n_1, 1 \leq j \leq n_1 \\ 0, \text{ в остальных случаях} \end{cases},$$

$$W^{22} = \begin{cases} w_{ij}, n_1 + 1 \leq i \leq n_1 + n_2, n_1 + 1 \leq j \leq n_1 + n_2 \\ 0, \text{ в остальных случаях} \end{cases},$$

$$W^{12} = \begin{cases} w_{ij}, & 1 \leq i \leq n_1, n_1 + 1 \leq j \leq n_1 + n_2, \\ 0, & \text{в остальных случаях} \end{cases},$$

$$W^{21} = \begin{cases} w_{ij}, & n_1 + 1 \leq i \leq n_1 + n_2, 1 \leq j \leq n_1, \\ 0, & \text{в остальных случаях} \end{cases},$$

где n_1 – количество регионов в западной группе, n_2 – количество регионов в восточной группе.

2. Каждый фактор отобразим в виде суммы двух векторов, представляющих западную и восточную группу регионов:

$$X_{it} = X_{it}^1 + X_{it}^2 = \begin{pmatrix} x_w \\ 0 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0 \\ x_e \end{pmatrix},$$

$$X_{it}^1 = \begin{cases} X_{it}, & 1 \leq i \leq n_1 \\ 0, & n_1 + 1 \leq i \leq n_1 + n_2 \end{cases},$$

$$X_{it}^2 = \begin{cases} 0, & 1 \leq i \leq n_1 \\ X_{it}, & n_1 + 1 \leq i \leq n_1 + n_2 \end{cases};$$

Таким образом, получим модель следующего вида

$$I_{it} = \beta_0 + \beta^1 X_{it}^1 + \beta^2 X_{it}^2 + \gamma I_{it-1} + \sum_{t=T_0}^{T_1} \delta_t d_t + \\ + \rho_{11} W^{11} I_{it} + \rho_{12} W^{12} I_{it} + \rho_{22} W^{22} I_{it} + \rho_{21} W^{21} I_{it} + \varepsilon_{it}. \quad (5)$$

Ниже приведены значения коэффициентов модели, учитывающих взаимное влияние групп регионов, полученные методом Ареллано-Бонда, статистически значимые индексы выделены жирным шрифтом:

ρ_{11} (влияние западных регионов на западные)	5,664828
ρ_{22} (влияние восточных регионов на восточные)	15,78919
ρ_{12} (влияние западных регионов на восточные)	5,796928
ρ_{21} (влияние восточных регионов на западные)	57,14839
β_0 (свободный член)	-1,041512
β^1_{11} (доктора наук)	-2,142023
β^2_{11} (доктора наук)	-13,06976
β^1_{12} (кандидаты)	3,504308
β^2_{12} (кандидаты)	-7,663406
β^1_{13} (исследователи без степени)	-1,060009
β^2_{13} (исследователи без степени)	1,730075
β^1_{22} (специализация)	0,6484262
β^2_{22} (специализация)	-38,20852
β^1_{33} (концентрация)	0,3112152
β^2_{33} (концентрация)	29,48409
β^1_{44} (внутренние затраты на исследования)	-1,22135
β^2_{44} (внутренние затраты на исследования)	4,861037
γ (индекс инновационной активности)	0,721385

На основе полученной модели проверим следующие гипотезы.

1. Равенство соответствующих коэффициентов модели для разных групп регионов. Эта гипотеза не подтверждена, т. к. практически все значимые коэффициенты для различных групп регионов имеют противоположные по знаку значения, например, оценка коэффициента кандидатов наук для западных регионов положительно коррелирует с зависимой переменной, а для восточных – отрицательно. Это означает, что один и тот же фактор по-разному влияет на инновации в западных и восточных регионах.

2. Наличие пространственных эффектов. Значение пространственных коэффициентов, оценивающих влияние западных регионов на западные и восточных регионов на восточные – положительно, значит, увеличение инновационной активности предприятий в одном регионе приводит к увеличению инновационной активности в другом для каждой группы регионов по отдельности. Значение коэффициента Запад–Восток статистически незначимо, в то время как положительность коэффициента Восток–Запад свидетельствует о том, что инновационная активность предприятий восточных регионов благотворно влияет на западные.

Литература

1. Андреев В. Ключевые факторы успешности российских инновационных проектов в реальном секторе экономики // Вопросы экономики. 2010. № 11. С. 41–61.
2. Демидова О.А. Выявление пространственных эффектов для основных макроэкономических показателей российских регионов // XIV междунар. науч. конф. по проблемам развития экономики и общества. НИУ ВШЭ, 2013. 26 с.
3. Ивантер В.В., Комков Н.И. Основные положения концепции инновационной индустриализации России // Проблемы прогнозирования. 2012. № 5. С. 3–12.
4. Кравченко Н.А., Кузнецова С.А., Юсупова А.Т. Развитие инновационного предпринимательства на уровне региона // Регион: экономика и социология. 2011. № 1. С. 140–161.
5. Научные и научно-педагогические кадры инновационной России: отчет о НИР по Государственному контракту № 14.740.11.0219 / ИМ СО РАН. Новосибирск, 2011. 95 с.
6. Anselin L., Le Gallo J., Jayet H. Spatial panel econometrics // The econometrics of panel data, fundamentals and recent developments in the theory and practice eds. Sevestre P., Matyas L., Kluwer, Dordrecht, 2006. P. 901–969
7. Bernardi Cabrer-Borras, Guadalupe Serrano-Domingo. Innovation and R&D spillover effects in Spanish regions: A spatial approach // Research Policy. 2007. Vol. 36, iss. 9. P. 1357–1371
8. Demidova O.A., Marelli E., Signorelli M. Spatial Effects on Youth Unemployment Rate: The Case of Eastern and Western Russian Regions // Eastern European Economics. 2013. Vol. 51, no. 3

9. Fritch M. Measuring the Quality of regional Inovation Systems: A Knowledge Production Function Approach // International Regional Science Review. 2002. Vol. 25.P. 86–101.
10. Griliches Z. R&D and productivity: Econometric results and measurement issues // Hand book of the Economics and Technological Change / Ed. Stoneman P. Chap. 3. Blackwell: Oxford. 1995. P. 52–89.

References

1. Andreev V. Klyuchevye faktory uspeshnosti rossiyskikh innovatsionnykh proektorov v realnom sektore ekonomiki [Key factors of success of Russian innovative projects in the real sector of the economy] // Voprosy ekonomiki, 2010, no. 11, pp. 41–61.
2. Demidova O.A. Vyvaylenie prostranstvennykh effektov dlya osnovnykh makroekonomiceskikh pokazateley rossiyskikh regionov [Identification of spatial effects for the main macroeconomic indicators of the Russian regions] // XIV Aprelskaya Mezhdunarodnaya Nauchnaya konferentsiya po problemam razvitiya ekonomiki i obshchestva, 2–4 aprelya 2013, NIU VShE. 26 p.
3. Ivanter V.V., Komkov N.I. Osnovnye polozheniya kontseptsii innovatsionnoy industrializatsii Rossii [Basic concept of innovative industrialization Russia] // Problemy prognozirovaniya, 2012, no.5, pp. 3–12.
4. Kravchenko N.A., Kuznetsova S.A., Yusupova A.T. Razvitie innovatsionnogo predprinimatelstva na urovne regiona [Development of innovative entrepreneurship at the regional level] // Region: ekonomika i sotsiologiya, 2011, no.1, pp. 140-161.
5. Nauchnye i nauchno-pedagogicheskie kadry innovatsionnoy Rossii [Research and scientific-pedagogical personnel of innovative Russia]. / IM SO RAN. Novosibirsk, 2011. 95 p.
6. Anselin L, Le Gallo J, Jayet H. Spatial panel econometrics. In Matyas L, Sevestre P.(eds) The econometrics of panel data, fundamentals and recent evelopments in theoryand practice (3rd edition). Kluwer, Dordrecht, 2006, pp.901-969.
7. Bernard? Cabrer-Borr?s, Guadalupe Serrano-Domingo. Innovation and R&D spillover effects in Spanish regions: A spatial approach // Research Policy, vol. 36, iss. 9, pp. 1357–1371.
8. Demidova O. A., Marelli E., Signorelli M. Spatial Effects on Youth Unemployment Rate: The Case of Eastern and Western Russian Regions // Eastern European Economics, 2013, vol. 51, no. 3.
9. Fritch M. Measuring the Quality of regional Inovation Systems: A Knowledge Production Function Approach // International Regional Science Review. 2002. Vol. 25.P. 86–101.
10. Griliches Z. R&D and productivity: Econometric results and measurement issues // Hand book of the Economics and Technological Change / Ed. Stoneman P. Chap. 3. Blackwell: Oxford. 1995. P. 52–89.