

Пространственная концентрация производства и ожидания инвесторов: анализ отраслевых особенностей привлечения инвестиций в регионы¹

Проведенные исследования процессов пространственной концентрации в Российской Федерации выявили, что значительную роль в формировании пространственной структуры инвестиций играют ожидания собственников — факторов производства и процессы пространственной концентрации. В нашей стране ведущая роль в этом процессе принадлежит движению капиталов. В период кризиса экономика России, как и другие экономики мира, вошла в область так называемых бифуркаций, внутри которой возможна смена траекторий экономического развития. В этот нестабильный период особенно важно учитывать факторы формирования пространственной структуры и способствовать привлечению дополнительных инвестиций в регионы и прежде всего средств частных инвесторов.

Для исследования проблемы автором разработана эконометрическая модель совместной динамики ожидаемой доходности и инвестиций. На ее основе протестированы роль инфраструктуры, агломерационных факторов, региональных бюджетных расходов, ожиданий инвесторов в привлечении инвестиций в отрасли экономики регионов. Кроме того, оценены модели этих инвестиций.

Тестирование модели на российских данных позволило проверить влияние ожидаемой доходности и агломерационных факторов на пространственную структуру инвестиций в региональные отраслевые комплексы, эффективность политики правительства в отношении объемов привлекаемых инвестиций.

Ключевые слова: капитал, инвестиции, агломерация, ожидания, концентрация производства, регионы.

1. Введение

Проблемам теоретического анализа пространственной концентрации экономической активности и связанным с ней ожиданиям экономических агентов посвящено много работ, которые развиваются в рамках агломерационной теории новой экономической географии, в том числе (Krugman, 1991a, b, c; Matsuyama, 1991; Venables, 1996; Fujita et al., 1998; Krugman, Venables, 1995, 1996; Puga, 1999; Martin, Ottaviano, 1996, 1999; Baldwin, 1998; Markusen, Venables, 1997; Baldwin et al., 2003) и др. Теоретические модели демонстрируют, что в определенных условиях ожидания могут влиять на усиление пространственной

¹ Проект №04–142 реализован при поддержке Консорциума экономических исследований и образования (EERC).

концентрации производства, инвестиций и занятости, что приводит экономику к новому локальному равновесию. Если ожидания разных индивидов совпадают, то возникает новый вид экстерналий, и существует, по крайней мере, потенциальная возможность реализации совпадающих ожиданий.

Эконометрический анализ пространственной концентрации нацелен в основном на выявление тенденций в изменении территориальной структуры экономики и установление влияния факторов концентрации. Исследования, проведенные по США, Мексике, Европейскому союзу (Dumais et al., 1997; Kim, 1995; Hanson, 1997, 1998; Bruelhart, Trionfetti, 1999; Bruelhart, 2001; Davis, Weinstein, 1998; Antweiler, Treffer, 2000), опирались на данные международной торговли, добавленную стоимость или промышленную занятость и подтверждают гипотезы о влиянии пространственной концентрации, эффекта масштаба, транспортных издержек на размещение предприятий и концентрацию занятости.

Среди эмпирических исследований по инвестициям в основном преобладают работы по изучению детерминантов прямых иностранных инвестиций (FDI). Например, (Wheeler, Mody, 1992; Driffeld, Munday, 2000) подтверждают стремление к пространственной концентрации и распространению новых технологий, в работе (Bevan, Estrin, 2000) в качестве факторов протестированы макроэкономическая, институциональная и политическая стабильность, издержки, связанные с рабочей силой, размер внутреннего рынка и гравитационные факторы, и доказано их существенное влияние на FDI. Исследования детерминантов развития российской экономики также показывают важность агломерационных факторов в пространственной структуре экономики. Так, (Brawn, Earle, 2000) продемонстрировали влияние транспортной инфраструктуры, установили, что концентрация значимо влияет на добавленную стоимость, однако, концентрация и динамические аспекты ее влияния не рассматривались. В работах (Михеева, 2000) и (Ahrend, 2000) выявлены различия региональных темпов роста. В последней из указанных работ сделано положительное заключение о воздействии начальной структуры экономики регионов и конкурентоспособности отраслей, природных и трудовых ресурсов на региональные темпы роста.

В исследовании, представленном в (Экономико-географические..., 2007), рассматривается модель, построенная на методах пространственной эконометрики. В уравнении инвестиций оценено влияние физической географии регионов, кредитных рейтингов и рисков. Значительная часть работ по изучению пространственного распределения инвестиций в Российской Федерации посвящена рейтинговым оценкам факторов инвестиционного климата, среди наиболее известных — оценки по методике журнала «Эксперт». Однако влияние факторов пространственной концентрации и ожиданий инвесторов на изменение пространственной структуры экономики и распределение инвестиций по регионам России практически не анализировались.

На основе проведенного автором анализа пространственной концентрации в Российской Федерации выявлено ее существенное влияние на размещение производства и инвестиций по регионам страны.

Наряду с процессами пространственной концентрации ожидания экономических агентов, владеющих факторами производства, оказывают воздействие на изменение пространственной структуры инвестиций (Лапо, 2004, 2005, 2007). Как показывает анализ, в процессах территориальной концентрации занятости, производства и инвестиций в нашей стране доминирующую роль играют процессы пространственной концентрации капиталов. Мировой финансовый кризис последних лет, в который оказалась втянутой и экономика России,

откинул мировую, в том числе российскую, экономику в область неустойчивой динамики, в область бифуркаций, характерной особенностью которой является возможность быстрой смены траектории развития (Лапо, 2007). В период нестабильности особое значение приобретают факторы, определяющие территориальную структуру экономики, в том числе факторы пространственной концентрации и ожидания инвесторов. Регулируя данные факторы, можно оказывать воздействие на размещение производства и привлекать дополнительные инвестиции и прежде всего средства частных инвесторов.

Каковы отраслевые особенности размещения инвестиций по регионам Российской Федерации и роль ожиданий инвесторов? Для изучения проблемы нами разработана эконометрическая модель совместной динамики инвестиций и ожидаемой доходности. На ее основе протестированы роль инфраструктуры, агломерационных факторов, региональных бюджетных расходов и ожиданий инвесторов в привлечении инвестиций в отрасли экономики регионов.

2. Спецификация модели

В соответствии с агломерационной теорией новой экономической географии предполагается, что ожидания инвесторов относительно производства в регионе являются существенным фактором в привлечении инвестиций. Так, если в среднем ожидаемая доходность производства в одном из регионов будет выше, чем в другом, это привлечет туда инвесторов. Поступление инвестиций в больших объемах способствует возникновению в регионе экстерналий в виде внешней экономии и роста отдачи от масштаба региональной экономики. Увеличение концентрации производства в свою очередь приводит к формированию позитивных ожиданий относительно роста доходности инвестиций в регионах. Таким образом, позитивные ожидания роста доходности привлекают инвестиции в экономику региона. Мы предполагаем, что макроэкономические ожидания инвесторов в отношении развития регионов совпадают. Поэтому решения разных инвесторов можно рассматривать как решения одного крупного инвестора о распределении инвестиций по регионам Российской Федерации.

Среди факторов, способствующих росту ожидаемой доходности и привлечению инвестиций в регионы, в соответствии с теоретическими исследованиями новой экономической географии рассматривались рост внутреннего рынка в регионе, уровень концентрации производства, обеспечивающий отдачу от масштаба и внешнюю экономию, развитие инфраструктуры как производственной, так и социальной. Последнее благоприятствует формированию внешней экономии и, следовательно, росту доходности инвестиций. В модели мы постарались учесть влияние региональных органов власти. Предполагается, что региональное правительство может воздействовать на рост инвестиционной привлекательности региона, используя доступные инструменты, в том числе развитие производственной и социальной инфраструктуры, формирование позитивных ожиданий инвесторов, корректируя тем самым пространственную структуру инвестиций. Кроме того, в модели тестировалось влияние на привлечение инвестиций в регионы транспортных издержек, которые выступают одним из существенных факторов, определяющих межрегиональную структуру инвестиций как в моделях новой экономической географии, так и в других пространственных моделях экономики.

Предлагаемая эконометрическая модель описывает поведение двух совместно зависящих переменных: I_{it} — инвестиций в регионе i в году t ; π_{it}^e — ожидаемой доходности. Объем инвестиций I_{it} определяется в начале года t , а доходность π_{it} — в конце года t , поэтому инвесторы, принимая решение об инвестировании, ориентируются на ожидаемую доходность. Два уравнения — для инвестиций и ожидаемой доходности — образуют рекурсивную систему. В модели учтена автокорреляция первого порядка для инвестиций и переменной доходности.

Предположим, что объем инвестиций в году t в регионе i зависит от:

- 1) ожидаемой доходности в регионе i в году t ;
- 2) объема инвестиций предшествующего года;
- 3) набора региональных характеристик.

Уравнение инвестиций в зависимости от ожидаемой доходности и объема инвестиций в предшествующем году принимает вид:

$$I_{it} = \beta_{20} + \beta_{21}\pi_{it}^e + \beta_{22}I_{it-1} + \beta_2 X_{2it-1} + \mu_{2i} + \gamma_{2t} + \nu_{2it}, \quad (1)$$

где ν_{2it} — случайные возмущения в уравнении текущих инвестиций, отражающие влияние совокупности факторов, значения которых на момент времени $t-1$ инвесторам неизвестны и не учтены в модели. Будем предполагать, что условное распределение возмущений ν_{2it} имеет вид

$$\nu_{2it} | \{\pi_{it-1}, X_{1it-1}, X_{2it-1}, I_{it-1}\} \sim \text{IID } N(0, \sigma_2^2)$$

и не зависит от случайных возмущений ожидаемой доходности;

$\beta_{20}, \beta_{21}, \beta_{22}$ — неизвестные параметры;

β_2 — вектор неизвестных параметров;

X_{2it-1} — региональные характеристики, оказывающие воздействие на размещение инвестиций в регионе и учтенные в модели;

μ_{2i} — ненаблюдаемые региональные специфические эффекты;

γ_{2t} — годовые фиксированные эффекты;

i — индекс региона, $i = 1, \dots, N$; t — индекс года, $t = 3, \dots, T$.

Допустим, ожидаемая доходность в году t в регионе i формируется, исходя из предшествующего уровня доходности и набора региональных характеристик. Уравнение формирования ожиданий относительно доходности в регионе i в году t определим как

$$\pi_{it}^e = \alpha_{10} + \alpha_{11}\pi_{it-1} + \alpha_1 X_{1it-1} + \mu_{1i} + \gamma_{1t} + \nu_{1it}, \quad (2)$$

где ν_{1it} — случайные возмущения, возникающие при формировании ожиданий под влиянием совокупности несущественных факторов, не известных инвесторам на момент времени $t-1$ и не учтенных в модели. Предположим, что ν_{1it} имеют условное распределение $\nu_{1it} | \{\pi_{it-1}, X_{1it-1}\} \sim \text{IID } N(0, \sigma_1^2)$ и не зависят от случайных возмущений инвестиций; X_{1it-1} — региональные характеристики, учтенные в модели; μ_{1i} — региональные специфические эффекты; γ_{1t} — годовые фиксированные эффекты; α_{10}, α_{11} — неизвестные параметры; α_1 — вектор неизвестных параметров, $i = 1, \dots, N$; $t = 3, \dots, T$.

Ожидаемая доходность является ненаблюдаемой величиной и поэтому неизмерима. Будем предполагать, что ожидания инвесторов рациональны. Тогда ожидаемую величину можно

аппроксимировать фактическими показателями (Maddala, 1992). Фактическая доходность π_{it} , полученная в текущем году t , равна:

$$\pi_{it} = \pi_{it}^e + e_{it}, \quad (3)$$

где e_{it} — ошибка предсказания доходности. При рациональных ожиданиях, обусловленных информацией \mathfrak{S}_{t-1} на момент $t - 1$,

$$\mathfrak{S}_{t-1} = \{\pi_{it-1}, X_{1it-1}, X_{2it-1}, I_{it-1}\}$$

ошибка предсказания имеет условное среднее, равное нулю, и постоянную дисперсию σ_e^2 . Ожидаемая на момент t доходность π_{it}^e не зависит от ошибки предсказания e_{it} . Кроме того, e_{it} не зависит от ν_{1it} и ν_{2it} .

С учетом (3):

$$\pi_{it}^e = \pi_{it} - e_{it}. \quad (4)$$

Тогда получаем следующую систему уравнений для оценки модели:

$$\pi_{it} = \alpha_{10} + \alpha_{11}\pi_{it-1} + \alpha_{12}X_{1it-1} + \mu_{1t} + \gamma_{1t} + \varepsilon_{1it}, \quad (5)$$

где

$$\varepsilon_{1it} = \nu_{1it} + e_{it}, \quad (6)$$

$$E(\varepsilon_{1it} | \mathfrak{S}_{t-1}) = 0, \text{Var}(\varepsilon_{1it} | \mathfrak{S}_{t-1}) = \sigma_1^2 + \sigma_e^2, \quad i = 1, \dots, N, t = 3, \dots, T \quad (7)$$

и

$$I_{it} = \beta_{20} + \beta_{21}\pi_{it} + \beta_{22}I_{it-1} + \beta_{23}X_{2it-1} + \mu_{2t} + \varepsilon_{2it}, \quad (8)$$

$$\varepsilon_{2it} = \nu_{2it} - \beta_{21}e_{it}, \quad (9)$$

$$E(\varepsilon_{2it} | \mathfrak{S}_{t-1}) = 0, \text{Var}(\varepsilon_{2it} | \mathfrak{S}_{t-1}) = \sigma_2^2 + \beta_{21}^2\sigma_e^2, \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 3, \dots, T. \quad (10)$$

При совпадении макроэкономических ожиданий в отношении развития разных регионов с учетом того, что рассматриваются рациональные ожидания, ошибки предсказания доходности в разных регионах коррелируют между собой, поэтому

$$\text{Cov}(\varepsilon_{1it}, \varepsilon_{1jt} | \mathfrak{S}_{t-1}) = \sigma_{ee}, \quad i \neq j, \quad i, j = 1, \dots, N, \quad t = 3, \dots, T. \quad (11)$$

Коррелируют между собой и возмущения в разных регионах в уравнении инвестиций

$$\text{Cov}(\varepsilon_{2it}, \varepsilon_{2jt} | \mathfrak{S}_{t-1}) = \beta_{21}^2\sigma_{ee}, \quad i \neq j, \quad i, j = 1, \dots, N, \quad t = 3, \dots, T. \quad (12)$$

Однако ошибки, относящиеся к разным интервалам времени, между собой не коррелируют.

Так как возмущения обоих уравнений системы ε_{1it} и ε_{2it} зависят от ошибки прогноза доходности, то их ковариация отличается от нуля:

$$\text{Cov}(\varepsilon_{1it}, \varepsilon_{2it} | \mathcal{S}_{t-1}) = -\beta_{21}\sigma_e^2, \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 3, \dots, T. \quad (13)$$

Кроме того, возмущения уравнений доходности и инвестиций в разных регионах имеют ненулевые ковариации

$$\text{Cov}(\varepsilon_{1it}, \varepsilon_{2jt} | \mathcal{S}_{t-1}) = -\beta_{21}\sigma_{ee}, \quad i \neq j, \quad i, j = 1, \dots, N, \quad t = 3, \dots, T. \quad (14)$$

Остальные ковариации равны 0.

Согласно принятым предположениям матрица ковариации возмущений системы уравнений Ω имеет сложную блочную структуру:

$$\Omega = \begin{pmatrix} \Omega_{11} & \Omega_{12} \\ \Omega_{21} & \Omega_{22} \end{pmatrix}, \quad (15)$$

где Ω_{11} и Ω_{22} — ковариационные матрицы ошибок уравнений доходности и инвестиций соответственно; Ω_{12} и Ω_{21} — матрицы ковариаций возмущений обоих уравнений.

Блоки ковариационной матрицы принимают следующий вид. Ковариационная матрица возмущений в уравнении ожидаемой доходности равна

$$\Omega_{11} = \begin{pmatrix} G_i & G_{ij} & \dots & G_{ij} \\ G_{ij} & G_i & \dots & G_{ij} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ G_{ij} & G_{ij} & \dots & G_i \end{pmatrix}, \quad (16)$$

где

$$G_i = \begin{pmatrix} \sigma_1^2 + \sigma_e^2 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \sigma_1^2 + \sigma_e^2 & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \ddots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & \sigma_1^2 + \sigma_e^2 \end{pmatrix}, \quad G_{ij} = \begin{pmatrix} \sigma_{ee} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \sigma_{ee} & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \ddots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & \sigma_{ee} \end{pmatrix}.$$

Ковариационная матрица в уравнении инвестиций принимает форму:

$$\Omega_{22} = \begin{pmatrix} F_i & F_{ij} & \dots & F_{ij} \\ F_{ij} & F_i & \dots & F_{ij} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ F_{ij} & F_{ij} & \dots & F_i \end{pmatrix}, \quad (17)$$

где

$$F_i = \begin{pmatrix} \sigma_2^2 + \beta_{21}^2\sigma_e^2 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \sigma_2^2 + \beta_{21}^2\sigma_e^2 & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \ddots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & \sigma_2^2 + \beta_{21}^2\sigma_e^2 \end{pmatrix}$$

и

$$F_{ij} = \begin{pmatrix} \beta_{21}^2 \sigma_{ee} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \beta_{21}^2 \sigma_{ee} & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \ddots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & \beta_{21}^2 \sigma_{ee} \end{pmatrix}.$$

Матрицы ковариаций возмущений уравнений ожидаемой доходности и инвестиций Ω_{12} и Ω_{21} симметричны относительно главной диагонали в Ω (см. (15)). Кроме того, они симметричны относительно своих главных диагоналей, поэтому равны между собой и могут быть записаны как

$$\Omega_{12} = \Omega_{21} = \begin{pmatrix} H_i & H_{ij} & \dots & H_{ij} \\ H_{ij} & H_i & \dots & H_{ij} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ H_{ij} & H_{ij} & \dots & H_i \end{pmatrix}, \quad (18)$$

где

$$H_i = \begin{pmatrix} -\beta_{21} \sigma_e^2 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & -\beta_{21} \sigma_e^2 & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \ddots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & -\beta_{21} \sigma_e^2 \end{pmatrix}$$

и

$$H_{ij} = \begin{pmatrix} -\beta_{21} \sigma_{ee} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & -\beta_{21} \sigma_{ee} & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \ddots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & -\beta_{21} \sigma_{ee} \end{pmatrix}.$$

3. Вопросы оценивания модели

Модель (5) – (10) при условии $\text{Cov}(\varepsilon) = \Omega$, где Ω имеет вид (15) – (18), представляет собой рекурсивную систему одновременных уравнений с коррелированными ошибками. Поэтому необходима совместная оценка уравнений. В данном случае для оценивания не подходят пошаговые процедуры, которые обычно применяют для рекурсивных систем. Ввиду того что уравнения системы определены как динамическая панельная регрессия, для них не подходит обобщенный метод наименьших квадратов, применяемый для системы уравнений в присутствии ковариации возмущений (Verbeek, 2000; Baltagi, 2003). В работе используется обобщенный метод моментов в первых разностях (GMM), который позволяет устранить индивидуальные эффекты (Baltagi, 2003; Arellano, Bond, 1991). Для уравнений в первых разностях при больших T GMM обеспечивает эффективные оценки (Blundell et al., 2000). Мы адаптировали процедуру для оценивания системы одновременных уравнений с учетом структуры ковариационной матрицы. Метод гарантирует асимптотически нормальные оценки параметров.

Введем обозначения:

$\tilde{Y} = \begin{bmatrix} \pi \\ I \end{bmatrix}$ — вектор наблюдений размерности $(2N(T-2)) \times 1$, объединяющий все совместно зависимые переменные; π — вектор наблюдений доходности; I — вектор наблюдений инвестиций.

$\tilde{X} = \begin{bmatrix} \tilde{X}_1 & 0 \\ 0 & \tilde{X}_2 \end{bmatrix}$ — блочно-диагональная матрица размерности $(2N(T-2)) \times (p_1 + p_2)$, включающая наблюдения объясняющих переменных справа в обоих уравнениях системы; \tilde{X}_1 — матрица наблюдений объясняющих переменных для уравнения ожидаемой доходности; \tilde{X}_2 — соответствующая матрица для уравнения инвестиций; p_1 и p_2 — количество оцениваемых параметров в первом и втором уравнениях.

$\tilde{\beta} = \begin{bmatrix} \tilde{\beta}_1 \\ \tilde{\beta}_2 \end{bmatrix}$ — вектор параметров обоих уравнений размерности $(p_1 + p_2) \times 1$, где $\tilde{\beta}_1 = (\alpha_{10}, \alpha_{11}, \alpha_1^T)^T$, $\tilde{\beta}_2 = (\beta_{20}, \beta_{21}, \beta_2^T)^T$. Соответствующий ему вектор оценок параметров обозначим как \tilde{B} .

$\tilde{E} = \begin{bmatrix} E_1 \\ E_2 \end{bmatrix}$ — объединенный вектор возмущений уравнений доходности и инвестиций размерности $(2N(T-2)) \times 1$.

Перепишем систему (5) – (10) с учетом (15) – (18) в виде

$$\tilde{Y} = \tilde{X} \tilde{\beta} + \tilde{E}; \tag{19}$$

$$E(\tilde{E} | \mathfrak{F}_{t-1}) = 0, \text{Cov}(\tilde{E} | \mathfrak{F}_{t-1}) = \Omega. \tag{20}$$

Регионы, по которым проводились наблюдения, образуют популяцию, что позволяет рассмотреть спецификацию с фиксированными эффектами.

Так как лагированные значения зависимых переменных Y_{it} (инвестиции и ожидаемая прибыльность) не коррелируют с возмущениями уравнений в первых разностях, то эти значения выступают в качестве инструментов. Для строго экзогенных объясняющих переменных X_{it} и фиксированных эффектов инструментами являются сами переменные. Моментные условия для инвестиций запишем в следующем виде:

$$E(\Delta \varepsilon_{kit} Y_{kis}) = 0, \quad s = 2, \dots, t-1; \quad t = 3, \dots, T, \tag{21}$$

где $k = 1$ соответствует уравнению ожидаемой доходности, $k = 2$ — уравнению инвестиций. В уравнении инвестиций в качестве инструментов для эндогенных переменных были использованы предыдущие значения инвестиций и доходности. Условие, определяющее набор инструментов для ожидаемой доходности в уравнении инвестиций, можно записать как

$$E(\Delta \varepsilon_{2it} \pi_{is}) = 0, \quad s = 2, \dots, t-1; \quad t = 3, \dots, T. \tag{22}$$

Матрица инструментов имеет блочно-диагональный вид:

$$\tilde{Z} = \begin{bmatrix} \tilde{Z}_1 & 0 \\ 0 & \tilde{Z}_2 \end{bmatrix}.$$

Количество моментных условий превосходит число оцениваемых параметров. GMM-оценки определяем по формуле

$$\tilde{B} = (\Delta\tilde{X}^T \tilde{Z}W_N \tilde{Z}^T \Delta\tilde{X})^{-1} \Delta\tilde{X}^T \tilde{Z}W_N \tilde{Z}^T \Delta\tilde{Y}, \quad (23)$$

где W_N — матрица весовых коэффициентов; \tilde{Z}^T — матрица размерности $m \times 2N(T-2)$, m — число инструментов. Оценка ковариационной матрицы оценок параметров равна:

$$\text{cov}(\tilde{B}) = (\Delta\tilde{X}^T \tilde{Z}W_N \tilde{Z}^T \Delta\tilde{X})^{-1}. \quad (24)$$

Вычисления проводились в два этапа. На первом шаге в качестве W_N выбрана единичная матрица:

$$W_N = I_N.$$

На втором шаге определяем состоятельную оценку оптимальной матрицы W_N^{opt} как

$$W_N^{opt} = (\tilde{Z}^T W \tilde{Z})^{-1}, \quad (25)$$

где W — оценка ковариационной матрицы ошибок, полученная на первом шаге, размерности $2N(T-2) \times 2N(T-2)$. Оценка элементов матрицы W проводилась с использованием остатков регрессии $\Delta\tilde{E}$, полученных на первом шаге. Применение W_N^{opt} на втором шаге позволяет получить оценки, которые при отсутствии дополнительной информации асимптотически эффективны в классе оценок, основанных на линейных моментных условиях. Оценка матрицы W_N^{opt} соответствует общему случаю GMM и не требует IID или нормального распределения возмущений v_{it} либо e_{it} . Она гарантирует асимптотически нормальные оценки параметров.

Для тестирования законности моментных условий, используемых в GMM, применяется критерий Саржана на сверхидентифицируемость ограничений. Для модели в первых разностях его вычисляют как

$$Sar_d = \Delta\hat{E}^T \tilde{Z}W_N \tilde{Z}^T \Delta\hat{E}, \quad (26)$$

где $\Delta\hat{E}$ — остатки регрессии, полученные на втором шаге; W_N — оптимальная весовая матрица W_N^{opt} . Если верна нулевая гипотеза, предполагающая законность моментных условий, то Sar_d имеет асимптотическое χ^2 распределение с $(m - p)$ степенями свободы.

Остатки регрессии были протестированы на наличие автокорреляции с помощью коэффициентов автокорреляции первого $r_A(1)$ и второго $r_A(2)$ порядка. Вследствие того что оценка проводилась в первых разностях, автокорреляция первого порядка допустима. Проверка мультиколлинеарности и эндогенности объясняющих переменных осуществлялась с помощью коэффициентов корреляции объясняющих переменных между собой и с остатками уравнений. Эти коэффициенты не приводятся, они заняли бы слишком много места, но отметим, что корреляция не обнаружена.

4. Обозначения переменных и информация для оценки

Обозначения всех переменных можно найти в Приложении. Основное внимание уделялось тем объясняющим переменным, которые могут служить инструментами управления со стороны государства, и переменным, определяющим поступление инвестиций в отраслевые комплексы регионов. Ожидаемую доходность инвестиций аппроксимирует переменная прибыльности активов (*return*). Предполагается, что за счет перелива капитала доходность инвестиций по регионам выравнивается, поэтому в модели переменная ожидаемой доходности едина для всех систем уравнений. В системах уравнений для разных отраслей экономики из двух совместно зависимых переменных — ожидаемой доходности и инвестиций мы варьируем только вторую, соответствующую инвестициям в отрасль. Переменные лагированных инвестиций отражают тенденции концентрации инвестиций в отраслевых комплексах регионов и являются дополнительными индикаторами ожидаемой инвестиций.

Влияние агломерационных процессов фиксируют следующие переменные. Для описания влияния рынка использованы: розничный товарооборот на душу населения (*exp_peo*), а также численность предприятий и организаций, зарегистрированных в регионе (*plants*). Показатели розничного товарооборота отражают влияние рынка розничной торговли. В агломерационных моделях число действующих предприятий региона играет одну из главных ролей и выступает альтернативой работающему капиталу. В модели используем ее как переменную, аппроксимирующую влияние концентрации предприятий. Одновременно она позволяет отразить влияние рынка, связанного с внутриотраслевым и межотраслевым оборотом товаров.

Переменные, отражающие влияние внешней экономики в регионе, связаны с развитием инфраструктуры. К ним можно отнести переменную, равную количеству квартирных телефонов (*telephone*). Для функционирования ряда отраслей необходимо развитие энергетики в регионе, поэтому переменная производства электроэнергии была также включена в уравнение регрессии. Переменная *stu_emp* (пропорциональное отношение численности студентов вузов к занятому населению) отражает динамику социальной инфраструктуры, предназначенной для подготовки кадров и формирования человеческого капитала. Переменная *t_price* — индекс тарифов на грузовые перевозки, призванная учесть влияние транспортных издержек. Среди объясняющих переменных, определяющих политику правительства, рассматривался индекс бюджетной обеспеченности (*bud_peo*) регионов. Кроме того, контролировались особенности отраслевой структуры экономики регионов через удельный вес отраслей, связанных с нефтедобычей и нефтепереработкой. Влияние макроэкономических шоков, связанных с деминацией, дефолтом и ростом цен на нефть, было учтено с помощью фиксированных годовых эффектов 1997, 1998 и 2002 гг.

Эмпирический анализ опирался на выборку, охватывающую все регионы России, Москву и Санкт-Петербург (всего 79 регионов). Республика Чечня исследовалась совместно с Ингушетией. Автономные образования включены в состав краев и областей. Период наблюдений для агрегированных инвестиций — 1992–2003 гг., для инвестиций по отраслям экономики — 1994–2003 гг. Основным источником информации — статистический сборник «Регионы России» за 1996–2004 гг., издаваемый Госкомстатом (Регионы, 1996–2004), и данные, представленные на сайте www.cig.ru (УИС, 2004), которые приведены к сопоставимому виду. Влияние инфляции устранялось с помощью ценовых дефляторов.

5. Анализ результатов

Результаты оценки систем уравнений для инвестиций в разные отрасли экономики приведены в табл. 1.

На ожидаемую доходность активов в системах уравнений для инвестиций в отрасли экономики существенное положительное влияние оказывают бюджетная обеспеченность регионов и доля отраслей топливной промышленности, отрицательное — расходы розничного товарооборота на одного жителя. В то же время влияние прошлых показателей доходности отрицательное.

Таблица 1. Оценки параметров системы уравнений регрессии ожидаемой доходности и инвестиций по отраслям экономики²

Объясняющие переменные	Prom ⁴	Tran ⁴	Agri ⁴	Build ⁴
1	2	3	4	5
Доходность				
lreturn	-0.1397*	-0.1178**	-0.1476*	-0.1297**
exp_peo	-4.8349**	-4.9869**	-4.8203**	-4.8974**
bud_peo	3.4791***	3.3337***	3.7501***	3.4183***
t_price	-0.1512	-0.1352	-0.0751	-0.1445
telephone	2.4064	0.2097	6.3555	1.0496
stu_emp	10.0298	9.4750	12.0989	9.9242
plants	0.0008	0.0008	0.0004	0.0007
fuel	0.2385*	0.2372*	0.2357*	0.2387*
energy	0.0697	0.0612	0.0795	0.0675
chemical	-0.0541	-0.0537	-0.0509	-0.0522
Инвестиции				
linv_j ³	0.1027*	-0.2086**	0.0525***	-0.6680*
return	-0.0019	0.0163*	-0.0003**	-0.0040*
exp_peo	-0.0589	0.1206	-0.0069	-0.0983**
bud_peo	0.0715	0.0477	0.0122**	0.0248
stu_emp	0.4790	-0.1316	0.0861**	0.1766
telephone	0.7863	-0.1704	-0.0359	0.0472
t_price	0.0057	-0.0074	0.0006	-0.0008
plants	-0.0001	0.0054*	-0.0000	0.0019*
fuel	0.0011	-0.0036	-0.0001	0.0013
energy	0.0028	0.0156	0.0010***	-0.0001
chemical	0.0005	0.0044	0.0000	-0.0023
P-level Sar	1	1	1	1
r _A (1)	-0.0666**	-0.0807*	-0.0614**	-0.0733*
r _A (2)	-0.1513*	-0.1481*	-0.1501*	-0.1502*

Окончание табл. 1

Объясняющие переменные	Conn ⁵	Trad ⁵	Edu ⁵	Heal ⁵
1	2	3	4	6
Доходность				
lreturn	0.1217**	-0.1294*	-0.1010***	-0.1415*
exp_peo	-5.1414*	-4.8627**	-4.8102**	-4.8927**
bud_peo	3.5672***	3.5539***	3.2814***	3.5128***
t_price	-0.0871	-0.1316	-0.1654	-0.1463
telephone	2.7471	3.7917	2.7462	1.2936
stu_emp	11.1700	10.9730	10.1244	10.0405
plants	0.0010	0.0011	0.0016	0.0006
fuel	0.2377*	0.2380*	0.2367*	0.2392*
energy	0.0707	0.0741	0.0651	0.0707
chemical	-0.0500	-0.0544	-0.0528	-0.0542
Инвестиции				
linv_j ³	0.1363**	-0.3849*	-0.0112	-0.2921*
return	-0.0032*	-0.0042*	0.0009*	-0.0014*
exp_peo	-0.0323**	-0.0321***	0.0021	-0.0167
bud_peo	0.0273***	0.0261	0.0083	0.0188
stu_emp	0.1369	-0.1458	0.4642*	0.1198
telephone	-0.0392	-0.0683	-0.1634***	0.0779
t_price	0.0005	0.011	0.0005	0.0009
plants	0.0021*	0.0018*	0.0002**	0.0002
fuel	0.0002	0.0005	0.0000	0.0005
energy	0.0000	-0.0007	-0.0001	-0.0003
chemical	0.0005	0.0003	-0.0001	-0.0003
p-level Sar	1	1	1	1
r _A (1)	-0.0783*	-0.0724*	-0.0891*	-0.0662**
r _A (2)	-0.1470*	-0.1488*	-0.1455*	-0.1519*

² *, **, *** — значимость на 1-, 5-, 10%-ном уровне. Оценки фиксированных региональных и годовых эффектов не приводятся. Выделены годовые эффекты 1997, 1998 и 2002 гг.

³ В уравнениях оценивалось влияние лагированных инвестиций соответственно в промышленность (*linv_prom*), транспорт (*linv_tran*), сельское хозяйство (*linv_agri*), строительство (*linv_build*), связь (*linv_conn*), торговлю (*linv_trad*), образование (*linv_edu*) и здравоохранение (*linv_heal*).

⁴ Инструменты в уравнении доходности активов: *dreturn, exp_peo, bud_peo, t_price, telephone, stu_emp, plants, fuel, energy, chemical, god07, god08, god02*. Инструменты в уравнении инвестиций: *dinv_prom, dinv_tran, dinv_agri, dinv_dild* в соответствующих уравнениях инвестиций, а также *dreturn, exp_peo, bud_peo, stu_emp, telephone, t_price, plants, fuel, energy, chemical, god07, god08, god02*.

⁵ Инструменты в уравнении доходности активов: *dreturn, exp_peo, bud_peo, t_price, telephone, stu_emp, plants, fuel, energy, chemical, god07, god08, dog02*. Инструменты в уравнении инвестиций: *dinv_conn, dinv_trade, dinv_edu, dinv_heal* в соответствующих уравнениях инвестиций, а также *dreturn, exp_peo, bud_peo, stu_emp, telephone, t_price, plants, fuel, energy, chemical, god07, god08, dog02*.

Пространственная концентрация производства и ожидания инвесторов: анализ отраслевых особенностей привлечения инвестиций в регионы

Анализ уравнений инвестиций показал следующее. Промышленность является сектором экономики, в котором приватизация в основном закончена. Поэтому закономерности пространственного размещения инвестиций в промышленность определяются преимущественно рыночными факторами. В уравнении, характеризующем инвестиции в промышленность, установлено, что прошлогодние показатели инвестиций существенно влияют на объем инвестиций в промышленность регионов, оценка составляет 0.1027 и значима на уровне 1%.

В других отраслях экономики положительное влияние инвестиций предыдущих лет установлено для сельского хозяйства (0.0525) и связи (0.1363). Можно сделать заключение, что процессы пространственной концентрации инвестиций в промышленность, сельское хозяйство и связь усиливаются, и существенную роль при этом играют ожидания, обусловленные исторически сложившимися тенденциями концентрации.

Положительно влияет ожидаемая доходность активов на инвестиции в транспортную отрасль и образование. Коэффициенты равны 0.0163 и 0.0009 соответственно. Тем самым находит подтверждение гипотеза о взаимосвязи ожидаемой доходности и решений инвесторов о размещении инвестиций по регионам Российской Федерации.

Эффект рынка, связанный с розничным товарооборотом, был оценен через переменную *exp_reo*. Значимые оценки получены для инвестиций в строительство, торговлю и связь, они равны -0.0983, -0.0321 и -0.0323 соответственно. Негативное влияние расходов жителей региона на инвестиции в отрасль может иметь несколько причин, обусловленных, например, снижением реальных доходов населения или доли сбережений в доходах. Поэтому эффект рынка, связанный с ростом доходов населения, который ведет к усилению процессов концентрации, не нашел подтверждения в эконометрике. Однако есть основания предполагать, что в Российской Федерации влияние эффекта рынка, характерное для агломерационных моделей, связано с ростом межотраслевой и внутриотраслевой торговли между предприятиями региона, а не с розничным товарооборотом. Такой эффект обнаруживается при анализе влияния численности предприятий и организаций в регионе.

Большинство отраслей экономики, среди которых транспорт (0.0054), строительство (0.0019), связь (0.0021), торговля (0.0018), образование (0.0002), демонстрируют сильную положительную корреляцию инвестиций в экономику региона с числом предприятий, зарегистрированных на его территории. Коэффициенты значимы на уровне 1–5%. Установленная взаимосвязь позволяет сделать заключение, что инвесторы стремятся вкладывать средства в регионы с более высокой концентрацией предприятий, которая гарантирует большой внутренний рынок и высокую внешнюю экономию.

Переменные инфраструктуры оказывают влияние на пространственное размещение инвестиций в некоторых отраслях экономики. Например, энергообеспеченность региона существенно влияет на привлечение инвестиций в сельское хозяйство (0.0010). Развитие социальной инфраструктуры является фактором привлечения инвестиций в сельское хозяйство и образование.

Образование и здравоохранение, сельское хозяйство и строительство — отрасли, где сильны позиции государства и муниципалитетов. Организации в сфере здравоохранения и образования за некоторым исключением находятся на государственном финансировании; сельское хозяйство получает поддержку государства из бюджетов разного уровня (например, кредиты на горюче-смазочные материалы); строительство — отрасль, где действует политика разрешения на использование земельных участков под строительство объектов различного назначения. Во всех вышеперечисленных отраслях (кроме образования) обна-

ружена отрицательная реакция инвесторов на ожидаемую доходность. Оценки параметров ее активов в строительство, сельское хозяйство и здравоохранение равны соответственно -0.0040 , -0.0003 и -0.0014 и значимы на уровне 1–5%. Получены следующие значения коэффициентов влияния лагированных инвестиций в строительство и здравоохранение: -0.6680 и -0.2921 соответственно, оценки значимы на уровне 1%.

Таким образом, в вышеназванных отраслях достаточно четко прослеживается регулирующая роль правительства, имеющая целью корректировать инвестиционные потоки. Инвестиции направляют в менее привлекательные для частных инвесторов регионы, поэтому в эконометрическом анализе отмечаются отрицательные оценки параметров. Отсюда можно заключить, что правительство заинтересовано в развитии отраслей не только в перспективных регионах, но и в регионах, экономика которых в настоящий момент требует поддержки. Цель, которую преследует правительство, проводящее корректирующую межрегиональную инвестиционную политику, — решение задач социально-экономического развития регионов, формирование инвестиционной привлекательности территорий, благоприятного инвестиционного климата.

В связи с этим следует отметить другие значимые взаимосвязи, обнаруженные в уравнениях инвестиций в сельское хозяйство и образование. На инвестиции в сельское хозяйство влияет качество человеческого капитала региона, коэффициент при этой переменной равен 0.0861 и значим на 5%-ном уровне. Грамотное и квалифицированное население обеспечивает более высокую доходность и в состоянии привлечь больше инвестиций в отрасль. Другим существенным фактором для инвестиций в сельское хозяйство является бюджетная обеспеченность региона, коэффициент при ней равен 0.0122 и также значим на 5%-ном уровне.

Росту инвестиций в региональную систему образования способствуют качество человеческого потенциала региона и число зарегистрированных в нем предприятий. Все коэффициенты для перечисленных переменных значимы и положительны. В то же время государство компенсирует недостаток инфраструктурной обустроенности регионов, способствуя развитию в них системы образования. Как видим, коэффициент при переменной инфраструктуры значим на уровне 1% и отрицателен (-0.1634).

6. Заключение

Тестирование модели на российских данных позволило проверить влияние ожидаемой доходности и агломерационных факторов на пространственную структуру инвестиций в отраслевые комплексы регионов, оценить эффективность политики центральных и региональных правительств в этом вопросе.

Было установлено, что агломерационные факторы и процессы концентрации существенно влияют на пространственную структуру инвестиций в Российской Федерации, их необходимо учитывать при формировании межрегиональной социально-экономической и инвестиционной политики. По результатам оценки установлено, что в условиях роста концентрации производства в отдельных регионах и интенсивного формирования агломерационных процессов, которые четко проявляются в закономерностях пространственного размещения коммерческих отраслей, государственное регулирование межрегиональных и межотраслевых потоков инвестиций крайне важно. Такие отрасли, как образование,

здравоохранение являются ключевыми факторами в формировании человеческого капитала, определяют будущее научно-техническое развитие регионов и страны в целом, формируют социальную инфраструктуру регионов. Развитие социально значимых отраслей в менее развитых регионах необходимо. Поддержка правительства может выражаться в следующем. Государство привлекает инвестиции в региональные отраслевые комплексы, менее благоприятные для частных инвесторов, где ожидаемая доходность активов ниже требуемой, потоки инвестиций нестабильные, инфраструктурная обеспеченность недостаточная, где ниже уровень концентрации предприятий и соответственно меньше величина внешней экономии.

Формирование внутреннего рынка и развитие инвестиционной и социальной инфраструктуры способствуют растущей отдаче на инвестиции и внешней экономии. По результатам оценки определены значимые инструменты влияния правительства на пространственную структуру инвестиций. Было установлено, что политика правительства в Российской Федерации направлена на стимулирование инвестиций в региональные отраслевые комплексы, главным образом, в регионы, менее привлекательные для частных инвестиций. Проводя межрегиональную инвестиционную политику и используя доступные инструменты, государство способствует росту инвестиционной привлекательности региональных отраслевых комплексов.

Список литературы

Лапо В. Ф. (2004). Влияют ли ожидания на распределение инвестиций по регионам России: агломерационный подход. *Экономика и математические методы* 3, 61–75.

Лапо В. Ф. (2005). *Пространственная структура промышленного производства: агломерационный эффект*. Красноярск: Красноярск. гос. ун-т.

Лапо В. Ф. (2007). Благонамеренное региональное правительство. Кто от этого выигрывает? *EE-RC Working Paper* 07/01.

Михеева Н. Н. (2000). Дифференциация социально-экономического положения регионов России и проблемы региональной политики. *Серия научных докладов РПЭИ*, 99/09.

Регионы России: статистический сборник (1996–2004). В 2-х т. М., Госкомстат.

УИС (2004) www.cir.ru.

Экономико-географические и институциональные аспекты экономического роста в регионах. Москва: ИЭПП, 2007.

Ahrend R. (2000). Speed of reform, initial conditions, political orientation or what? Explaining Russian regions' economic performance. *CEPR, WDI Annual International Conference on Transition Economics*.

Antweiler W., Trefler D. (2000). Increasing return and all that: A view from trade. *NBER Working Paper*, 7941.

Arrelano M., Bond S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte-Carlo evidence and application to employment equations. *Review of Economic Studies*, 58, 277–297.

Baldwin R., Forslid R., Martin P., Ottaviano G., and Robert-Nicoud F. (2003). *Economic geography and public policy*. Princeton University Press.

Baldwin R. E. (1998). Agglomeration and endogenous capital. *NBER Working Paper*, 6459.

Baltagi B. H. (2003). *Econometric Analysis of Panel Data*. Chichester, John Wiley & Sons.

- Bevan A. A., Estrin S. (2000). The determinants of foreign direct investment in transition economies. *Center for Economic Policy Research (CEPR), Discussion Paper* 2638.
- Blundell R., Bond S., and Windmeijer F. (2000). Estimation in dynamic panel data models: Improving on the performance of the standard GMM estimator. *Advances in econometrics*, 15, 53–91.
- Brown J. D., Earle J. S. (2000). Competition and firm performance: Lessons from Russia. *Working paper* 154. Stockholm Institute of Transition Economics, Stockholm, Sweden.
- Bruelhart M. (2001). Evolving, geographical specialization of European manufacturing industries. *Weltwirtschaftliches Archiv*, 137 (2), 215–243.
- Bruelhart M., Trionfetti F. (1999). Home-biased demand and international specialization: A test of trade theories? *CEP, London School of Economics, Working Paper*.
- Davis D. R., Weinstein D. E. (1998). Market access, economic geography and comparative advantage: An empirical assessment. *NBER, Working Paper*, 6787.
- Driffeld N., Munday M. (2000). Industrial performance, agglomeration, and foreign manufacturing investment in the UK. *Journal of International Business Studies*, 31 (1), 21–37.
- Dumas G., Ellison G., Glaeser E. (1997). Geographic concentration as a dynamic process. *NBER Working Paper*, 6720.
- Fujita M., Krugman P., and Venables A. (1998). *The spatial economy: cities, regions and international trade*. Manuscript.
- Hanson G. H. (1997). Increasing returns, trade and the regional structure of wages. *The Economic Journal*, 107, 113–133.
- Hanson G. H. (1998). North American economic integration and industry location. *NBER Working Paper*, 6587.
- Kim S. (1995). *Expansion of markets and the geographic distribution of economic activities: The trends in US regional manufacturing structure 1860–1987*.
- Krugman P. (1991a). Increasing returns and economic geography. *Journal of Political Economy*, 99, 483–499.
- Krugman P. (1991b). *Geography and trade*. MIT Press.
- Krugman P. (1991c). History versus expectations. *Quarterly Journal of Economics*, 106 (2), 651–667.
- Krugman P., Venables A. (1995). Globalization and the inequality of nations. *Quarterly Journal of Economics*, 60, 857–880.
- Krugman P., Venables A. (1996). Integration, specialization, and adjustment. *European Economics Review*, 40, 959–967.
- Maddala G. S. (1992). *Introduction to econometrics*. Macmillan Publishing Company. New York.
- Markusen J. R., Venables A. J. (1997). Foreign direct investment as a catalyst for industrial development. *NBER Working Paper*, 6241.
- Martin P., Ottaviano G. I. (1996). Growth and agglomeration. *Center for Economic Policy Research (CEPR), Discussion Paper* 1529.
- Martin P., Ottaviano G. I. (1999). Growing location: Industry location in a model of endogenous growth. *European Economics Review*, 43, 281–302.
- Matsuyama K. (1991). Increasing returns, Industrialization and indeterminacy of equilibrium. *Quarterly Journal of Economics*, 106 (2), 617–650.
- Puga D. (1999). The rise and fall of regional inequalities. *European Economics Review*, 43 (2), 303–334.

Venables A. (1996). Equilibrium location with vertically linked industries. *International Economics Review*, 37, 341–359.

Verbeek M. (2000). *Guide to Modern Econometrics*. John Wiley & Sons.

Wheeler D., Mody A. (1992). International investment location decisions. *Journal of International Economics*, 33, 57–76.

Приложение

Обозначения переменных

Зависимые переменные

return — уровень рентабельности активов организаций промышленности (в процентах);
inv_prom, inv_tran, inv_agri, inv_build, inv_conn, inv_trad, inv_edu, inv_heal — объем инвестиций в экономику региона (в промышленность; транспорт; сельское хозяйство; строительство; связь; торговлю, общественное питание и оптовую торговлю продукцией производственно-технического назначения; образование и здравоохранение).

Объясняющие переменные

lreturn, linv_prom, linv_tran, linv_agri, linv_build, linv_conn, linv_trad, linv_edu, linv_heal — лагированные значения соответствующих переменных;
exp_peo — объем розничного товарооборота на одного жителя региона;
bud_peo — бюджетная обеспеченность региона, рассчитанная как отношение расходов консолидированных бюджетов субъектов Российской Федерации к численности населения;
t_price — индексы тарифов на грузовые перевозки;
telephone — наличие квартирных телефонных аппаратов сети общего пользования на 1000 человек городского населения;
stu_emp — отношение численности студентов вузов по регионам Российской Федерации к численности занятых в экономике региона;
plants — число предприятий и организаций;
energy — производство электроэнергии (миллиардов киловатт-часов);
fuel, chemical — удельный вес топливной и химической промышленности в отраслевой структуре региона;
god97, god98, god02 — фиксированные годовые эффекты 1997, 1998 и 2002 гг. соответственно.

Инструменты

Для эндогенных переменных GMM-инструменты формировались на основе следующих лагированных значений переменных в уровнях:

dreturn, dinv_prom, dinv_tran, dinv_agri, dinv_build, dinv_conn, dinv_trad, dinv_heal, dinv_edu, dt_price, dplants, denenergy.

Для экзогенных переменных при построении GMM-инструментов применялись сами переменные.