

ФАКТОРЫ ЭКОНОМИЧЕСКОГО РАЗВИТИЯ ГОРОДОВ РЕГИОНА

Константин Владимирович Криничанский,

доктор экономических наук, профессор кафедры финансов и финансового права, Южно-Уральский государственный университет (НИУ), Челябинск, Российская Федерация
kkrin@ya.ru

Анатолий Владимирович Безруков,

старший преподаватель кафедры автомобилестроения, Южно-Уральский государственный университет (НИУ), Челябинск, Российская Федерация
regus2011@mail.ru

Алексей Станиславович Лаврентьев,

старший преподаватель кафедры финансов и финансового права, Южно-Уральский государственный университет (НИУ), Челябинск, Российская Федерация
allavr@yandex.ru

Предмет/тема. Статья посвящена анализу условий и факторов развития городов региона. Рассмотрена зависимость экономического развития городов Челябинской области от ряда факторов. В качестве результирующего показателя развития города взят подушевой валовый муниципальный продукт. Изучены условия, которые позволят скорректировать концептуальные подходы и инструментарий социально-экономической политики государства, особенно на региональном уровне.

Цели/задачи. Цели – оценка зависимости показателя валового муниципального продукта от таких переменных, как расходы муниципального бюджета на образование и здравоохранение, численность занятых в малом бизнесе, инвестиции в основной капитал, а также интерпретация полученных оценок и формирование рекомендаций.

Методология. Для исследования использованы статистические и эконометрические методы. База данных сформирована из выборки городов Челябинской области. Для выбора адекватной модели анализа применены специальные тесты структурных характеристик моделей.

Результаты. Выявлены значимая положительная связь между подушевым валовым муниципальным продуктом и переменными расходов бюджетов на образование и здравоохранение и инвестиций в основной капитал, а также различия в значениях коэффициентов при данных переменных для наиболее крупных городов.

Выводы. Сделаны выводы о том, города региона, не входящие в группу крупнейших, испытывают чрезмерно сильное влияние от фактора социальных расходов. Доказано, что для долгосрочного роста необходима стратегия перехода к иной модели

роста, в которой большую роль играли бы инвестиции, преимущественно частные. Кроме этого, обосновано, что малый бизнес играет в развитии экономики региона недостаточно выраженную роль, а реальная занятость в нем плохо учитывается статистикой.

Ключевые слова: измерение субрегионального экономического роста, развитие российских городов, анализ панельных данных, эконометрические модели

Уровень и динамика развития городов признаются в настоящее время одними из важнейших условий экономического роста стран. Поэтому анализ этих условий и факторов рассматривается как серьезная и актуальная теоретико-прикладная задача для экономической науки, решение которой призвано скорректировать концептуальные подходы и инструментарий социально-экономической политики государства, в особенности на региональном уровне. Вместе с тем при анализе факторов обнаруживаются сложности, связанные с измерением критериального показателя (показателей) развития городов, а также с выбором и оценкой факторов. В частности, для измерения уровня и темпов развития городов целесообразно использовать показатель создания резидентами конечного продукта – валовый муниципальный продукт (ВМП). К сожалению, российские статистические службы не используют его. Другие показатели, которые можно было бы рассматривать как факторы развития городов, также либо не используются для статистического наблюдения, либо имеют существенные недостатки, связанные с методологией подсчета, длительностью периода накопления информации, полнотой охвата и др.

Несмотря на обозначенные проблемы, в качестве результирующего показателя развития города авторами статьи использован подушевой ВМП. В связи с отсутствием централизованных данных и единой общепринятой методики подсчета показателя ВМП возникает вопрос о способах его измерения. Анализ существующих подходов, применяемых в научной литературе, а также разработка собственных или модифицированных методов проводились разными авторами [1–6]. Можно выделить четыре основных метода.

1. Производственный метод.

Базовая модель выглядит следующим образом:

$$\text{ВМП} = \sum_i \text{ВДС}_i + \sum_i \text{ЧНП}_i, \quad (1)$$

где $ВДС_i$ – валовая добавленная стоимость в i -й отрасли (сектора) экономики;

$ЧНП_i$ – чистые налоги на продукты в i -й отрасли (сектора) экономики;

$$ВДС_i = ВВ_i - ПП_i, \quad (2)$$

где $ВВ_i$ – валовый выпуск;

$ПП_i$ – промежуточное потребление;

i – индекс отрасли;

$$ЧНП_i = НП_i - СП_i, \quad (3)$$

где $НП_i$ – налоги на продукты;

$СП_i$ – субсидии на продукты;

i – индекс отрасли.

В расчет принимаются данные о результатах деятельности четырех институциональных секторов:

- нефинансовых корпораций;
- государственного управления (местного самоуправления);
- домашних хозяйств;
- некоммерческих организаций.

Однако некоторые проблемы, например, отсутствие информации относительно компоненты «промежуточное потребление» делают использование данного метода трудно реализуемым. Часто он заменяется модификацией, которой присваивается название *результатирующего метода*

$$ВМП = ОТУ + ОРТ + ООП + ОПУ, \quad (4)$$

где $ОТУ$ – отгружено товаров и услуг собственного производства, выполнено работ и услуг предприятиями – резидентами муниципального образования;

$ОРТ$ – оборот розничной торговли;

$ООП$ – оборот общественного питания;

$ОПУ$ – объем платных услуг населению.

Данная оценка показателя $ВМП$ имеет и преимущества (относительная легкость подсчета), и недостатки (наличие двойного счета, неполный охват хозяйствующих субъектов муниципальной экономики из-за отсутствия информации, характеризующей результаты деятельности субъектов малого предпринимательства). Открытыми остаются вопросы методологии учета результатов деятельности компаний, имеющих территориально рассредоточенные подразделения и ведущих консолидированный учет и

отчетность. Не решены проблемы установления критериев идентификации резидентов муниципальной экономики и др.

2. Метод расчета ВМП по доходам (распределительный метод).

Данный метод концентрируется на стадии распределения и отражает как затраты факторов производства, так и распределение валовой добавленной стоимости между ее производителями. Соответствующая модель выглядит следующим образом:

$$\text{ВМП} = \text{ОТ} + \text{ЧНП\&И} + \text{ПП} + \text{ДСС\&П} + \text{ПОК}, \quad (5)$$

где ОТ – сумма оплаты труда наемных работников;

ЧНП&И – чистые налоги на производство и импорт;

ПП – прибыль предприятий;

ДСС&П – валовые смешанные доходы от собственности и предпринимательства;

ПОК – потребление основного капитала.

Представленная модель может иметь модификации. Так, А.Н. Чекавинский и Е.А. Гутникова предлагают рассчитывать валовой городской продукт следующим образом:

$$\text{ВМП} = \text{ЗП} + \text{ОСС} + \text{ВП} + \text{ЧН}, \quad (6)$$

где ЗП – сумма заработной платы;

ОСС – отчисления на социальное страхование;

ВП – валовая прибыль;

ЧН – чистые налоги на продукты.

3. Метод расчета ВМП по расходам.

На стадии использования ВМП рассчитывается методом конечного использования как сумма конечного потребления, валового накопления и внешнеторгового сальдо [2].

Возьмем базовую модель:

$$\text{ВМП} = \text{ОРТ} + \text{ООП} + \text{ОПУ} + \text{ИОК}, \quad (7)$$

где ОРТ – оборот розничной торговли;

ООП – оборот общественного питания;

ОПУ – объем платных услуг населению (включая сферу ЖКХ);

ИОК – инвестиции в основной капитал всеми субъектами, представляющими муниципальное образование, за счет всех источников финансирования.

В связи с тем, что все предложенные подходы не лишены недостатков, связанных с методологической обоснованностью, достаточностью, полнотой и достоверностью исходных данных, соответствием системе национальных счетов (СНС), получаемые

оценки часто предлагается считать условными (условный муниципальный продукт, условно исчисленный ВМП). В настоящей работе данные термины не используются.

4. Факторный метод.

Данный метод основан на моделях оценки ВМП путем взвешивания более общего показателя выпуска, а именно: ВРП с помощью коэффициентов, характеризующих вклад в ВРП отдельных внутрирегиональных административных единиц (городских округов, поселений или муниципальных районов).

$$Y_{\text{ВМП}} = \rho_m \cdot Y_{\text{ВРП}}. \quad (8)$$

Например, в одной из работ¹ в качестве такого весового коэффициента взята доля численности населения муниципального образования в суммарной численности населения региона, умноженная на поправочный коэффициент.

$$\rho_m = \frac{D_m}{D_R} \gamma, \quad (9)$$

где m – индекс муниципального образования;

D_m – численность населения муниципального образования;

D_R – численность населения региона;

γ – дополнительный поправочный множитель.

Множителю γ придается смысл коэффициента урбанизации, так что он призван учитывать влияние пространственных факторов на экономическую активность в каждом отдельно взятом муниципальном образовании.

Иная вариация рассматриваемого метода для расчета коэффициентов, учитывающих вклад данного муниципального образования в ВРП, задействует модель, построенную на использовании функции Кобба – Дугласа, отражающей зависимость объема производства от количества факторов труда и капитала, а также их предельной производительности. Искомый коэффициент определяется по следующей формуле:

$$\rho_m = \hat{A} \cdot \frac{K_m^{\hat{\alpha}} \cdot L_m^{\hat{\beta}}}{K_R^{\hat{\alpha}} \cdot L_R^{\hat{\beta}}}, \quad (10)$$

где K_m , L_m – наблюдаемые показатели инвестиций (фактор капитала) и занятости (фактор труда) муниципалитета;

K_R , L_R – наблюдаемые показатели инвестиций и занятости региона за тот же период;

\hat{A} , $\hat{\alpha}$, $\hat{\beta}$ – оценки, полученные из следующего уравнения:

¹ Криничанский К.В. Современный российский город в свете тенденций урбанистического мира // Региональная экономика: теория и практика. 2013. № 32. С. 2–13.

$$Y_{\text{ВРП}} = A \cdot K^{\alpha} \cdot L^{\beta}, \quad (11)$$

где A – мультиплицирующий коэффициент, учитывающий вклад прочих факторов (в том числе технологий);

α , β – коэффициенты эластичности, зависящие от предельной производительности соответствующего фактора.

Развивая данный подход, К. Криничанский и А. Унрау² предложили использовать приемы нормировки переменных, составляющих исходную выборку, что позволило достичь сопоставимости оценок показателей \hat{A} , $\hat{\alpha}$, $\hat{\beta}$ для разных регионов. В работе этих исследователей также предпринято дополнительное взвешивание результирующего показателя ВМП муниципального образования с учетом поправочного множителя γ .

Итак, преимуществом факторного метода является отсутствие необходимости прямого счета, что позволяет избежать проблем и недостатков, присущих другим рассмотренным методам (отсутствие полного перечня данных, необходимых для корректного расчета ВМП). Недостатками факторного метода являются, собственно, косвенный подход, лежащий в его основе, и сложность определения (обоснованного выбора) весового коэффициента, отражающего вклад конкретного муниципального образования в ВРП.

Опираясь на результаты предшествующих исследований и считая не критичным недостаток факторного метода, для оценки ВМП городов региона авторами был использован факторный метод, а именно: модель, представленная уравнениями (8) и (9). Выборка представлена городскими округами Челябинской области.

Выбор факторов, влияющих на развитие городов региона. Являясь количественной оценкой результата экономической деятельности резидентов, принадлежащих к определенной территории региона, ВМП позволяет оценить достижения отдельной территории (города), сопоставить результаты разных территорий между собой, а также провести анализ на основе группировок. При наличии обоснованных сопоставимых оценок ВМП данный показатель может быть крайне востребован для совершенствования политических инструментов, воздействующих на

² Криничанский К.В. Оценка результатов регионального развития с использованием муниципальных показателей // Социально-экономические, институционально-правовые и культурно-исторические компоненты развития муниципальных образований: сборник трудов XI научно-практической конференции. Миасс: ИП Петров А.И., 2014. С. 62–66; Криничанский К.В., Унрау А.В. Оценка валового муниципального продукта и сравнительный анализ российских городов // Региональная экономика: теория и практика. 2014. № 9. С. 9–22.

экономические процессы в регионе³. Вместе с тем развитие таких инструментов требует глубоких знаний относительно связи показателя ВМП с другими социально-экономическими переменными. В настоящей работе исследуются именно факторы развития городов.

Не преследуя цель предметно исследовать полное множество таких факторов и руководствуясь принципами релевантности и доступности данных, выберем переменные, которые включим в модель для определения наличия и тесноты связи этих переменных с переменной ВМП:

- фактор социальных условий – расходы муниципального бюджета на образование и здравоохранение на душу населения;
- структурный фактор (фактор устойчивости роста) – численность занятых на малых и средних предприятиях, % от численности населения;
- фактор инвестиционной привлекательности – инвестиции в основной капитал на душу населения.

Оценка факторов развития городов региона. Для проведения анализа авторы сформировали панель наблюдений, которая представляет собой ансамбль из 11 объектов, эволюционирующих в течение 12 периодов времени (с 2001 по 2012 г. включительно). Объектами выступают муниципальные образования Челябинской области, имеющие статус городских округов. Далее для краткости применительно к городским округам использовано понятие «город».

Для последующего анализа объекты объединены в три группы, поэтому их количество снижается до трех $N = 3$. В *первую группу* так называемых крупных городов включены города с численностью населения более 400 тыс. чел. (Магнитогорск и Челябинск). Во *вторую группу* включены города с населением более 100 тыс. чел. (города Челябинской области Златоуст, Копейск, Миасс). В *третью группу* включены прочие города исследуемого ансамбля внутри региона с численностью от 12,5 до 77,7 тыс. чел.⁴

³ Построение таких инструментов является одной из приоритетных задач правительства. Об этом свидетельствует введение системы критериев эффективности деятельности территориальных административных единиц (Указ Президента РФ от 21.08.2012 № 1199 «Об оценке эффективности деятельности органов исполнительной власти субъектов Российской Федерации»; Указ Президента РФ от 28.04.2008 № 607 «Об оценке эффективности деятельности органов местного самоуправления городских округов и муниципальных районов».

⁴ Из числа объектов исключены города, учитываемые в статистике как муниципальные районы. Это Аша (63 тыс. чел.), Верхнеуральск (35,5 тыс. чел.), Еманжелинск (53 тыс. чел.), Карталы (48,4 тыс. чел.), Касли (34 тыс. чел.), Катав-Ивановск (32,1 тыс. чел.), Коркино (63,4 тыс. чел.), Куса (28,5 тыс. чел.), Нязепетровск (17,6 тыс. чел.), Пласт (25,6 тыс. чел.), Сатка (84,4 тыс. чел.). Тем не менее, по мнению авторов, выборка некрупных городов репрезентативна, поэтому указанный недостаток будет несущественным и не повлияет на результаты проводимого анализа.

(Верхний Уфалей, Карабаш, Кыштым, Троицк, Усть-Катав, Чебаркуль, Южноуральск), по данным 2013 г. Образованные группы могут способствовать дифференцированию оценок, получаемых с помощью эконометрических процедур. Кроме того, такая группировка, улучшающая отношение числа наблюдений к числу объектов (экономических единиц), поможет улучшить состоятельность этих оценок.

Дадим описание переменных модели.

Объясняемая переменная y каждого объекта (подушевой валовой муниципальный продукт) ставится в зависимость от следующих объясняющих:

- переменная x_2 ($k = 2$) – подушевые расходы муниципального бюджета на образование и здравоохранение;
- переменная x_3 ($k = 3$) – численность занятых в малом и среднем бизнесе, в процентах от численности населения муниципального образования;
- переменная x_4 ($k = 4$) – подушевые инвестиции в основной капитал из всех источников финансирования всех объектов, представляющих муниципальное образование.

Переменная x_1 зарезервирована за численностью населения городов – переменной, необходимой как для подсчета объясняемой переменной y , так и для расчета показателей x_2 , x_3 , x_4 , поэтому число объясняющих переменных равно трем: $K = 3$. Далее будем использовать нижние индексы для различения переменных, т.е. переменная $x_{k(i),t}$ будет указывать уровень k -го показателя n -й группы городов за период t .

Таким образом, исходная модель, которую мы подвергаем анализу, выглядит следующим образом:

$$y_{(i),t} = a_{(i),t} + b_{2(i),t} \cdot x_{2(i),t} + b_{3(i),t} \cdot x_{3(i),t} + b_{4(i),t} \cdot x_{4(i),t} + u_{(i),t}, \quad i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T. \quad (12)$$

Важно подчеркнуть, что объясняющие переменные в данном случае можно интерпретировать не просто как факторы, но как переменные управления для объясняемой переменной, выступающей в роли переменной результативности. Поэтому целесообразно будет перейти от абсолютных и натуральных значений переменных к темпам их прироста, чтобы связывать в конечном итоге приросты объясняющих переменных с приростами объясняемой переменной⁵. В отличие от анализа временных рядов и пространственных выборок при анализе панельных данных такой переход позволит избежать получения смещенных оценок, которые могли бы быть следствием

⁵ Во избежание громоздкости выражений некоторые значки при переменных, обозначающие предпринятое преобразование, будут пропущены.

невключения в модель значимых переменных (проблема «пропущенных» переменных) [6, с. 6]. Так как при вычислении темповых переменных один период теряется, имеем $T = 12 - 1 = 11$.

Разбив исходную выборку городов на группы, реализуем «модель семьи». В такой модели все одноименные переменные объектов (групп городов) в ансамбле за соответствующий период времени суммируются. Так как темпы приростов не являются аддитивными переменными, отдельные показатели для групп городов сформируем путем суммирования их исходных значений. Затем вычислим темпы прироста переменных.

Перед тестированием моделей была осуществлена проверка на мультиколлинеарность факторов внутри групп, а также для всей выборки по отдельным регрессорам. Она показала отсутствие этого явления. Для проверки использовался метод, заключающийся в тестировании гипотезы о независимости объясняющих переменных [8] и в изучении величины $[T - 1 - (1/6)(2K + 5) \lg \text{Det } R]$, где R – матрица парных коэффициентов корреляции между факторами. Этот параметр имеет приближенное распределение χ^2 с $df = 0,5T(T - 1)$ степенями свободы. Критическое значение критерия при 1%-ном уровне значимости равно 33,59. Если χ^2 наблюдаемый меньше χ^2 критического, то мультиколлинеарность считается отсутствующей.

Результаты проверки продемонстрировали значения χ^2 наблюдаемого, не превышающие 10,5, т.е. меньше критического при 1%-ном уровне значимости. Таким образом, выявлен факт отсутствия мультиколлинеарности.

Далее будем придерживаться следующего порядка проведения исследования. Сначала осуществим оценку регрессионных уравнений отдельно по группам городов (separate regressions). Затем найдем оценки модели кажущихся несвязанными регрессий, (SUR – seemingly unrelated regressions), и выясним сравнительную значимость полученных результатов. Далее проведем ряд тестов, нацеленных на выяснение структурных характеристик модели (например, гетерогенности индивидуальных эффектов при гомогенности коэффициентов наклона). Затем осуществим оценку моделей ковариационного анализа. Наконец, выполним проверки, нацеленные на выяснение лучших оценок.

Начальной проверяемой авторами гипотезой будет *гипотеза о гетерогенности эффектов и сходном поведении объектов*. Она основана на следующих интуитивных предположениях. Выбранные независимые переменные (переменные управления) предположительно могут иметь сходную положительную связь для всех групп городов с

зависимой переменной. Вместе с тем сложность картины поведения различных объектов во времени и неизбежная неполнота модели (пропуск третьих факторов, отражающих индивидуальные особенности, причины экономической динамики групп городов) могут обуславливать различия индивидуальных эффектов.

Раздельные регрессии. Модель раздельных регрессий вытекает из исходной модели (12) и имеет следующий вид:

$$y_{(i),t} = a_{(i)} + b_{2(i)} \cdot x_{2(i),t} + b_{3(i),t} \cdot x_{3(i),t} + b_{4(i),t} \cdot x_{4(i),t} + u_{(i),t}. \quad (13)$$

При условии независимости и одинакового (нормального) распределения ошибок ($u_{(i),t} \sim i.i.d. N(0; \sigma_u^2)$), а также некоррелированности регрессоров с ошибками ($E(x_{(i),t} u_{(i),t}) = 0 \forall i, j = 1, \dots, N; t, s = 1, \dots, T$) оценки раздельных регрессий являются наилучшими линейными несмещенными оценками (the Best Linear Unbiased Estimator – BLUE).

Анализ данных, представленных в табл. 1, позволяет сделать вывод о том, что заметны различия свободных членов и коэффициентов при регрессорах. Это позволяет предположить наличие гетерогенности индивидуальных эффектов и несхожести поведения объектов во времени. Однако мы не можем быть уверены в предложенных выводах из-за недостаточной значимости полученных коэффициентов. Слабая значимость некоторых коэффициентов (лучше других выглядят оценки коэффициентов при переменных x_2 и x_4 для групп p и s) может быть следствием проблемы спецификации, присущей данной модели, которая относится к обычному случаю временных рядов. Поэтому целесообразно рассмотреть другие модели.

Таблица 1

Результаты раздельного оценивания

Переменная	Коэффициенты	Стандартная ошибка	t-статистика	P-значение
Группа m				
Y -пересечение	0,12466	0,07670	1,62536	0,14811
x_2	0,24818	0,20732	1,19709	0,27023
x_3	-1,25644	1,12415	-1,11768	0,30059
x_4	0,15493	0,12316	1,25788	0,24877
Группа p				
Y -пересечение	0,03215	0,03731	0,86188	0,41730
x_2	0,40915	0,12219	3,34838	0,01228
x_3	0,11549	0,40619	0,28433	0,78439
x_4	0,31927	0,07984	3,99895	0,00520

Переменная	Коэффициенты	Стандартная ошибка	t-статистика	P-значение
Группа s				
Y -пересечение	-0,15359	0,13433	-1,14333	0,29049
x ₂	0,68325	0,24067	2,83901	0,02508
x ₃	3,41833	2,17420	1,57223	0,15989
x ₄	0,21403	0,08648	2,47497	0,04252

Источник: авторская разработка.

SUR-модель. Данная модель возникает при предположении коррелированности ошибок для разных объектов в совпадающие моменты времени [9]. Исследуем корреляционную зависимость между развернутыми во времени наблюдениями остатков, полученных при нахождении оценок отдельных регрессий. Получаем:

$$r_{\varepsilon(m),\varepsilon(p)} = 0,5523;$$

$$r_{\varepsilon(m),\varepsilon(s)} = 0,5033;$$

$$r_{\varepsilon(p),\varepsilon(s)} = 0,1752.$$

Умеренная корреляция (величины $r_{\varepsilon(m),\varepsilon(p)}$ и $r_{\varepsilon(m),\varepsilon(s)}$ выше 0,5) дает основания для перехода к SUR-модели. В данной модели используется обобщенный метод наименьших квадратов (ОМНК) [10]. В матричной форме исследуемая зависимость выглядит следующим образом:

$$\begin{pmatrix} y_{(1)} \\ \dots \\ y_{(N)} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} X_{(1)} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & X_{(2)} & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & X_{(N)} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \theta_{(1)} \\ \dots \\ \theta_{(N)} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_{(1)} \\ \dots \\ u_{(N)} \end{pmatrix}, \quad (14)$$

где $y_{(i)} = \begin{pmatrix} y_{i1} \\ \dots \\ y_{iT} \end{pmatrix};$

$$X_{(i)} = \begin{pmatrix} 1 & x_{i1} \\ \dots & \dots \\ 1 & x_{iT} \end{pmatrix};$$

$$\theta_{(i)} = \begin{pmatrix} \alpha \\ \beta \end{pmatrix};$$

$$u_{(i)} = \begin{pmatrix} u_{i1} \\ \dots \\ u_{iT} \end{pmatrix}.$$

Выражение для получения оценок записывается следующим образом:

$$\hat{\theta}_{SUR} = (\mathbf{X}'\mathbf{\Omega}^{-1}\mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}'\mathbf{\Omega}^{-1}\mathbf{y}, \quad (15)$$

где $\mathbf{\Omega} = Cov(\mathbf{u}) = \begin{pmatrix} \Sigma_{11} & \Sigma_{12} & \dots & \Sigma_{1N} \\ \Sigma_{21} & \Sigma_{22} & \dots & \Sigma_{2N} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \Sigma_{N1} & \Sigma_{N2} & \dots & \Sigma_{NN} \end{pmatrix}$,

причем матрица $\Sigma_{i,j}$ размерности $(T \cdot T)$ имеет вид

$$\Sigma_{ij} = \begin{pmatrix} \sigma_{ij} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \sigma_{ij} & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & \sigma_{ij} \end{pmatrix},$$

где $\sigma_{ij} = Cov(u_{it}, u_{jt})$.

Оценка модели и ее результаты представлены в табл. 2.

Таблица 2

Результаты оценивания SUR-модели

Переменная	Коэффициенты	Стандартная ошибка	z - статистика	P - значение	95%-ный доверительный интервал	
Группа 1						
x_2	0,02902	0,12053	0,24	0,81	-0,20722	0,26525
x_3	-1,18719	0,73358	-1,62	0,106	-2,62499	0,25060
x_4	0,15978	0,08460	1,89	0,059	-0,00604	0,32559
Y -пересечение	0,16956	0,05000	3,39	0,001	0,07156	0,26757
Группа 2						
x_2	0,40888	0,08392	4,87	0,000	0,24440	0,57336
x_3	0,20084	0,29046	0,69	0,489	-0,36846	0,77014
x_4	0,25556	0,05567	4,59	0,000	0,14645	0,36468
Y -пересечение	0,04392	0,02851	1,54	0,123	-0,01195	0,09979
Группа 3						
x_2	0,55158	0,17330	3,18	0,001	0,21192	0,89124
x_3	2,72962	1,59842	1,71	0,088	-0,40322	5,86246
x_4	0,17606	0,06153	2,86	0,004	0,05545	0,29666
Y -пересечение	-0,08703	0,09795	-0,89	0,374	-0,27901	0,10494

Источник: авторская разработка.

Итак, мы получили отличные от отдельных регрессий статистики коэффициентов, причем число статистически значимых (по крайней мере, на 10%-ном уровне) оценок оказалось выше, а также более высокими оказались уровни значимости оценок

коэффициентов при переменных x_2 и x_4 . Известно, что учет коррелированности ошибок в различных уравнениях в модели кажущихся несвязанными регрессий может дать определенный выигрыш в точности оценивания коэффициентов регрессии за счет информации, идущей от других уравнений через эту коррелированность.

Возвращаясь к целесообразности использования SUR-модели, прибегнем к использованию критерия Бройша – Пагана для проверки гипотезы статистической независимости ошибок в разных уравнениях: $H_0: \sigma_{i,j} = 0$ для $i \neq j$. Получив статистику данного критерия $\lambda = 2,533$, выясняем, что ему соответствует P – значение на основании распределения χ^2 , равное 0,469. Таким образом, гипотеза не отвергается. Также с помощью критерия Вальда проверим гипотезу совпадения коэффициентов регрессии: $H_0: \beta_{2(i)} = \beta_{3(i)} = \beta_{4(i)}$. Имеем $\chi^2_{\text{набл}}(6) = 15,38$, P -значение равно 0,0175. Гипотеза отвергается. В результате, как и после проверки отдельных регрессий, мы получаем заключение о гетерогенности индивидуальных эффектов и несхожести поведения объектов во времени.

Перед тем, как перейти к следующему шагу изучения данных, представим модификацию SUR-модели, основанную на методе FGLS (Feasible Generalized Least Squares – доступный обобщенный метод наименьших квадратов). Здесь при вычислении вектора оценок θ неизвестные значения ковариации остатков σ_{ij} заменяются их состоятельными оценками $\hat{\sigma}_{ij}$ [11]. Возьмем векторы остатков из уравнения (13), получаемые при OLS-оценивании уравнения для каждой группы городов. Тогда *доступными* оценками параметра σ_{ij} являются

$$\hat{\sigma}_{ij} = \begin{cases} \frac{(u_{(i)})' u_{(j)}}{T}, & i \neq j \\ \frac{RSS_{(i)}}{T - K}, & i = j \end{cases}. \quad (16)$$

Результаты оценивания SUR-модели с использованием метода FGLS, а также результаты, полученные для других моделей, представлены в табл. 3.

Таблица 3

Оценки коэффициентов регрессий

Оцениваемый коэффициент	Раздельные регрессии	SUR _{OLS}	SUR _{FGLS}	Оцениваемый коэффициент	Модель FE	Оцениваемый коэффициент	Сквозная регрессия
$b_{2(m)}$	0,2482	0,0290	0,0814	b_2	0,4456	b_2	0,4483
$b_{3(m)}$	-1,2564	-1,1872	-1,2656	b_3	0,0569	b_3	0,0472
$b_{4(m)}$	0,1549	0,1598	0,1627	b_4	0,2090	b_4	0,2034
$a_{(m)}$	0,1247	0,1696	0,1595	$a_{(m)}$	0,040	a	0,0394
$b_{2(p)}$	0,4091	0,4089	0,4079	$a_{(p)}$	0,0517	–	–
$b_{3(p)}$	0,1155	0,2008	0,1925	$a_{(s)}$	0,0231	–	–
$b_{4(p)}$	0,3193	0,2556	0,2741	–	–	–	–
$a_{(p)}$	0,0322	0,0439	0,0401	–	–	–	–
$b_{2(s)}$	0,6833	0,5516	0,5823	–	–	–	–
$b_{3(s)}$	3,4183	2,7296	2,8139	–	–	–	–
$b_{4(s)}$	0,2140	0,1761	0,1881	–	–	–	–
$a_{(s)}$	-0,1536	-0,0870	-0,1008	–	–	–	–

Источник: авторская разработка.

Тесты структурных характеристик. Под тестами структурных характеристик модели подразумевается задача выяснения гомогенности (гетерогенности) индивидуальных эффектов и гомогенности (гетерогенности) коэффициентов наклона, получаемых из той или иной регрессионной модели, однако на этот раз проверяемые модели подразумевают учет панельной структуры данных [12–16; 17, с. 303–306]. Результаты таких тестов также дают возможность находить более адекватную аналитическую модель, связывающую рассматриваемые объясняемую и объясняющие переменные. Среди изучаемых в данном случае моделей самая простая – это модель сквозной регрессии (pool). Она используется при предположении гомогенности индивидуальных эффектов (по ансамблю объектов) и сходном поведении объектов во времени. При гетерогенности индивидуальных эффектов и несходном поведении объектов во времени целесообразно использовать модель отдельных регрессий. Когда индивидуальные эффекты гетерогенны, а объекты демонстрируют сходное поведение во времени, используют модели с детерминированным индивидуальным эффектом (fixed effect model, FE) или со случайными индивидуальными эффектами (random effect model, RE).

Для контроля структурных характеристик модели будем проверять три гипотезы, которым соответствует наложение разных ограничений на модель (13).

H_1 – гетерогенность индивидуальных эффектов и гомогенность коэффициентов наклона:

$$y_{(i),t} = a_{(i)} + b_2 \cdot x_{2(i),t} + b_3 \cdot x_{3(i),t} + b_4 \cdot x_{4(i),t} + u_{(i),t}; \quad (17)$$

H_2 – гомогенность индивидуальных эффектов и гетерогенность коэффициентов наклона:

$$y_{(i),t} = a + b_{2(i)} \cdot x_{2(i),t} + b_{3(i)} \cdot x_{3(i),t} + b_{4(i)} \cdot x_{4(i),t} + u_{(i),t}; \quad (18)$$

H_3 – гомогенность индивидуальных эффектов и коэффициентов наклона:

$$y_{(i),t} = a + b_2 \cdot x_{2(i),t} + b_3 \cdot x_{3(i),t} + b_4 \cdot x_{4(i),t} + u_{(i),t}. \quad (19)$$

Для выявления структурных характеристик следует вычислить остатки по отдельным регрессиям, по модели с детерминированным индивидуальным эффектом и по модели пула, а затем, построив на их основе статистики, протестировать сформулированные гипотезы.

Пусть S_S – сумма остатков по отдельным регрессиям $S_S = \sum_{i=1}^N RSS_i$, S_F – сумма остатков по регрессии с детерминированным индивидуальным эффектом, S_P – сумма остатков по сквозной регрессии.

Для того чтобы определить, нужно ли объединять данные в пул вместо того, чтобы анализировать их отдельно по объектам, вычисляют следующую статистику:

$$F_{SvP} = \frac{(S_P - S_S)/[(N-1)(K+1)]}{S_S/[NT - N(K+1)]} \sim F((N-1)(K+1), NT - N(K+1)). \quad (20)$$

Если F_{SvP} незначимо, следует отказаться от анализа отдельных регрессий и анализировать пул (19).

Чтобы определить, нужно ли анализировать модель, представленную уравнением (17) вместо того, чтобы анализировать отдельные регрессии, вычисляют статистику:

$$F_{SvF} = \frac{(S_F - S_S)/[(N-1)K]}{S_S/[NT - N(K+1)]} \sim F(k_S - k_F, NT - N(K+1)). \quad (21)$$

Если F_{SvF} незначимо, следует отказаться от анализа отдельных регрессий и перейти к измерению гетерогенности индивидуальных эффектов в FE-модели (17).

Наконец, чтобы определить, выбирать ли FE-модель или анализировать модель сквозной регрессии, вычисляют статистику:

$$F_{FvP} = \frac{(S_P - S_F)/(N-1)}{S_F/[N(T-1) - K]} \sim F(N-1, N(T-1) - K). \quad (22)$$

Если F_{FvP} незначимо, следует отказаться от FE-модели в пользу анализа сквозной регрессии.

Результаты расчетов F -статистик представлены в табл. 4.

Таблица 4

Результаты тестов структурных характеристик

Статистика	Значение статистики	P -значение	Вывод
$F_{SvP}(8; 21)$	0,863	0,562	Гипотеза о том, что коэффициенты наклона и свободные члены одинаковы для всех i , не отвергается
$F_{SvF}(6; 21)$	1,062	0,416	Гипотеза о том, что коэффициенты наклона одинаковы для всех i , не отвергается
$F_{FvP}(2; 27)$	0,261	0,772	Гипотеза о том, что при условии равенства коэффициентов наклона равны и свободные члены для всех i , не отвергается

Источник: авторская разработка.

Анализ результатов, представленных в табл. 4, позволяет сделать вывод о том, что следует отказаться от анализа отдельных регрессий и модели с детерминированным индивидуальным эффектом в пользу анализа модели пула. Приведем описание данной модели и результаты оценивания. В матричной форме модель пула записывается следующим образом:

$$y = Xb + u, \quad u_{(i,t)} \sim i.i.d. N(0; \sigma_u^2), \quad E(xu) = 0. \quad (23)$$

В данном случае мы имеем дело с обычной линейной регрессией с NT наблюдениями, удовлетворяющей предположениям классической нормальной линейной модели. Для получения оценок вектора коэффициентов \mathbf{b} достаточно использовать обычный метод наименьших квадратов. При соответствующих предположениях эта оценка является состоятельной оценкой вектора коэффициентов регрессии. Итоги оценивания анализируемой выборки представлены в табл. 5.

Таблица 5

Результаты оценивания модели сквозной регрессии

Переменная	Коэффициенты	Стандартная ошибка	t -статистика	P -значение	95%-ный доверительный интервал	
x_2	0,44825	0,09463	4,75	0,000	0,25471	0,64180
x_3	0,04702	0,43655	0,12	0,915	-0,84583	0,93986
x_4	0,20339	0,04881	4,18	0,000	0,10357	0,30322
Y -пересечение	0,03945	0,03445	1,16	0,261	-0,03099	0,10990

Источник: авторская разработка.

Модели ковариационного анализа. Так как для проведения расчетов тестирования структурных характеристик необходимо было задействовать модель ковариационного анализа, приведем описание таких моделей и полученных результатов.

Модель с детерминированным индивидуальным эффектом (FE-модель). Уравнение модели в матричной форме имеет следующий вид:

$$\mathbf{y} = \mathbf{X} \times \mathbf{b}_z + \mathbf{Z} \times \mathbf{a} + \mathbf{u}_z, \quad (24)$$

$(NT,1)$ (NT,K) $(K,1)$ (NT,N) $(N,1)$ $(NT,1)$

где \mathbf{Z} – матрица фиктивных переменных:

$$\mathbf{Z} = \begin{bmatrix} (-1) & 0 & \dots & 0 \\ 0 & (-1) & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & (-1) \end{bmatrix}, \quad (25)$$

где (-1) – единичный столбец размера $T \cdot 1$.

Оценки θ коэффициентов регрессии и свободных членов отыскиваются по формуле

$$\hat{\theta} = (\mathbf{U}_z)^{-1} \times \mathbf{V}_z, \quad (26)$$

где $\mathbf{U}_z = \begin{pmatrix} \mathbf{X}'\mathbf{X} & \mathbf{X}'\mathbf{Z} \\ \mathbf{Z}'\mathbf{X} & \mathbf{Z}'\mathbf{Z} \end{pmatrix};$

$$\mathbf{V}_z = \begin{pmatrix} \mathbf{X}'\mathbf{y} \\ \mathbf{Z}'\mathbf{y} \end{pmatrix}.$$

Протокол оценивания модели представлен в табл. 6.

Таблица 6

Результаты оценивания модели с детерминированным индивидуальным эффектом

Переменная	Коэффициенты	Стандартная ошибка	t -статистика	P -значение	95%-ный доверительный интервал	
x_2	0,44562	0,09732	4,58	–	0,24594	0,64530
x_3	0,05682	0,45697	0,12	0,902	–0,88081	0,99446
x_4	0,20899	0,05124	4,08	–	0,10385	0,31414
Y -пересечение	0,03828	0,03587	1,07	0,295	–0,03533	0,11188

Источник: авторская разработка.

Также можно вычислить значения свободных членов для разных групп объектов. Они будут равны

$$\hat{a}_{(m)} = 0,0400; \hat{a}_{(p)} = 0,0517; \hat{a}_{(s)} = 0,0231.$$

Результаты оценки статистической значимости полученных коэффициентов показывают некоторое снижение t -статистик в сравнении с моделью сквозной регрессии. Данный итог вполне закономерен. Потеря значимости оценок из-за увеличения их стандартных ошибок, как отмечено в работе [17], происходит вследствие необходимости оценивать N лишних параметров (параметры свободных членов). Это является предсказуемым недостатком данной модели.

Модель со случайными индивидуальными эффектами (RE-модель).

При построении RE-моделей используются матрицы фиктивных переменных

$$\mathbf{B} = \begin{bmatrix} (\mathbf{I}_T)/T & 0 & \dots & 0 \\ 0 & (\mathbf{I}_T)/T & \dots & \dots \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & \dots & \dots & (\mathbf{I}_T)/T \end{bmatrix}, \quad (27)$$

где \mathbf{I}_T – единичная матрица размера $T \times T$.

$$\mathbf{W} = \mathbf{E} - \mathbf{B}, \quad (28)$$

где \mathbf{E} – единичная диагональная матрица размера $(NT) \times (NT)$.

В данной модели случайные эффекты и случайные остатки суммированы, и гетерогенность объектов нивелирована.

Уравнение данной модели в матричной форме имеет следующий вид:

$$\mathbf{y} = \mathbf{X} \cdot \mathbf{b}_{W(B)} + \mathbf{u}_{W(B)}, \quad (29)$$

$(NT,1)$ (NT,K) $(K,1)$

Оценка коэффициентов регрессии осуществляется по следующим формулам:

$$\hat{\mathbf{b}}_W = (\mathbf{U}_W)^{-1} \times \mathbf{V}_W, \quad (30)$$

где $U_W = X' \times W \times X$;

$$V_W = X' \times W \times Y.$$

$$\hat{b}_B = (U_B)^{-1} \times V_B, \quad (31)$$

где $U_B = X' \times B \times X$;

$$V_B = X' \times B \times Y.$$

Так как известно, что значения оценок коэффициентов b_i с помощью модели с детерминированным индивидуальным эффектом и модели со случайными индивидуальными эффектами (within) с необходимостью совпадают, что доказывается теоремой Фриша – Вау – Ловелла [18], мы не приводим эти оценки.

В то же время оценка модели RE (between) для авторской панели невозможна из-за совпадения числа объясняемых переменных с числом объектов.

Сравнение оценок и итоговые выводы. Итак, результаты тестов несут противоречивые выводы. Критерии Бройша – Пагана [19] и А. Вальда [19] для SUR-модели свидетельствуют о гетерогенности индивидуальных эффектов и несхожести поведения объектов во времени. В то же время тесты структурных эффектов (см. табл. 3) указывают на целесообразность анализа одной лишь модели пула.

Осуществим сравнение оценок различных моделей по двум дополнительным критериям – минимальной (меньшей) сумме квадратов остатков $RSS_{(i)}$, TSS (табл. 7) и максимальной (большей) корреляции наблюдаемых значений объясняемой переменной с предсказанными $Corr(y_{набл}, \hat{y})$ (табл. 8). Напомним, что все полученные оценки представлены вместе в табл. 3.

Таблица 7

Сравнение результатов оценивания по критерию $RSS_{(i)}$

Группа объектов	Раздельные регрессии	Модели FE, RE(W)	SUR - модель	SUR_{FGLS}	Сквозная регрессия
m	0,07262	0,08893	0,08967	0,08159	0,08885
p	0,03187	0,04081	0,03552	0,03380	0,04370
s	0,07159	0,09977	0,07527	0,07364	0,10140
Вся выборка TSS	0,17608	0,22951	0,20046	0,18903	0,23395
Рейтинг оценок	1	4	3	2	5

Источник: авторская разработка.

Сравнение результатов оценивания по критерию $\text{Corr}(y_{\text{набл}}, \hat{y})$

Группа объектов	Раздельные регрессии	Модели FE, RE(W)	SUR - модель	SUR_{FGLS}	Сквозная регрессия
m	0,78362	0,73212	0,74028	0,76147	0,73199
p	0,92718	0,65065	0,92362	0,9253	0,65053
s	0,77159	0,73216	0,77149	0,77118	0,73222
Вся выборка	0,83931	0,78406	0,82384	0,83129	0,77930
Рейтинг оценок	1	4	3	2	5

Источник: авторская разработка.

Анализ данных, представленных в табл. 8, позволяет сделать вывод о том, что наибольшее соответствие наблюдаемой объясняемой переменной дают оценки коэффициентов, полученные по раздельным регрессиям. Далее следуют SUR-модели, построенные с помощью методов FGLS и OLS, модель FE и в последнюю очередь – модель пула. Те же результаты дает использование критерия минимальной (меньшей) суммы квадратов остатков (см. табл. 7). Принимая во внимание также более высокие уровни значимости полученных коэффициентов по SUR-модели (по сравнению с раздельными и сквозной регрессией), представляется целесообразным *при выборе между моделью раздельных регрессий и SUR-моделью* остановиться на результатах, найденных с помощью метода SUR_{FGLS} . *При выборе между сквозной регрессией и FE-моделью*, учитывая выводы, представленные в табл. 3, и невысокие расхождения результатов сравнительного оценивания, представленные в табл. 7 и 8, следует остановиться на модели пула. Таким образом, можно утверждать, что в данном случае, когда анализу подвергаются переменные, сгруппированные по заранее определенному объективному критерию, ценными могут оказаться выводы, следующие из обоих типов моделей.

Предварительно следует отметить, что переменные социальных расходов x_2 и инвестиций x_4 можно расценивать как вносящие определенный положительный вклад в ВМП и игнорировать переменную занятости в малом бизнесе x_3 как не обнаруживающую состоятельных оценок.

Итак, полученные оценки (модель сквозной регрессии) свидетельствуют о том, что при увеличении значения переменной x_2 (темпы роста подушевых расходов муниципального бюджета на образование и здравоохранение) на 1 п.п. при неизменности остальных факторов темпы роста подушевого ВМП по всей выборке городов возрастут на 45 базисных пунктов. При увеличении переменной x_4 (темпы роста подушевых

инвестиций в основной капитал) на 1 п.п. при неизменности других переменных темпы роста подушевого ВМП по всей выборке возрастут на 20 базисных пунктов.

Вместе с тем следует обратить внимание на то, что по группе наиболее крупных городов (Челябинск, Магнитогорск, модель SUR_{FGLS}) чувствительность выпуска по переменной социальных расходов намного менее заметна $\hat{b}_{2(m)} = 0,081$ по сравнению с коэффициентами средней группы $\hat{b}_{2(p)} = 0,408$ (Златоуст, Миасс, Копейск) и группы мелких городов $\hat{b}_{2(s)} = 0,582$ (Верхний Уфалей, Карабаш, Кыштым, Троицк, Усть-Катав, Чебаркуль, Южноуральск). Этот вывод вполне согласуется с распространенным мнением о роли социальных расходов как источника ресурсов и драйвера роста в разных по размеру муниципальных образованиях. Действительно, экономическая активность в не крупных муниципалитетах российских регионов часто сильно зависит от получаемых заработных плат в бюджетной сфере. В то же время более крупные города имеют иные источники роста экономической активности.

Анализ коэффициентов переменной инвестиций позволяет сделать вывод о том, что наиболее чувствительными к ней оказываются показатели выпуска городов средней группы $\hat{b}_{4(p)} = 0,274$. Это объясняется тем, что опять же наиболее крупные города могут располагать диверсифицированным набором факторов роста, поэтому относительная значимость их инвестиций по сравнению с городами из средней группы может быть меньшей $\hat{b}_{4(m)} = 0,163$. Вместе с тем инвестиционная привлекательность более мелких городов меньше по сравнению с городами средней группы. Однако значение фактически приходящих на их территорию инвестиций при относительно большей значимости по сравнению с крупными и крупнейшими городами определяет соответствующий высокий уровень коэффициента регрессии при данной переменной $\hat{b}_{4(s)} = 0,188$.

Наконец, дадим некоторые объяснения тому, почему коэффициент при переменной x_3 (темпы роста численности занятых в малом бизнесе) оказался малым и незначимым. *Во-первых*, несмотря на то, что обычно малый бизнес обеспечивает значительную долю секторов торговли и услуг, в исследуемый период в регионах наблюдалось замещение малого бизнеса в этих секторах сетевыми структурами. Мелкие торговые точки вытеснялись открываемыми вновь крупными магазинами, представляющими федеральные сети ритейла либо крупными корпорациями и их дилерами (мелкие частные автосервисы вытесняются относительно более крупными компаниями-автодилерами). Это могло оказать серьезный сдерживающий эффект на численность занятых в малом бизнесе. *Во-*

вторых, взаимосвязь объясняемой переменной с переменной динамики численности в малом бизнесе могла оказаться относительно слабой по той причине, что объясняемая переменная, как и можно было ожидать, оказалась более устойчивой в период спада 2009–2010 гг. *В-третьих*, реальная занятость в малом бизнесе по-прежнему является показателем, который плохо учитывается статистикой.

Проведенное исследование позволяет сделать следующие выводы и рекомендации.

1. Города региона, не входящие в группу крупнейших, испытывают чрезмерно сильное влияние от фактора социальных расходов (намного более сильное, чем в крупнейших городах, и более сильное по сравнению с фактором инвестиций). Так как эти расходы не могут быть источниками долгосрочного роста, требуется стратегия перехода к иной модели роста, в которой большую роль играли бы инвестиции, причем преимущественно частные.
2. Малый бизнес играет в развитии экономики региона недостаточно выраженную роль. Создание стабильных правил игры для малого бизнеса в совокупности с другими стимулирующими мерами (например, развитием инфраструктуры) может дать мощный импульс к развитию секторов, в которых традиционно сильны позиции малых форм предпринимательства.

Список литературы

1. *Абрютина М.С.* Добавленная стоимость и прибыль в системе микро- и макроанализа финансово-экономической деятельности // Финансовый менеджмент. 2002. № 1. С. 13–27.
2. *Глинский В.В., Серга Л.К., Пуляевская В.Л.* Статистический инструментарий в решении задач управления развитием территорий // Вопросы статистики. 2014. № 10. С. 14–20.
3. *Иванов Ю.Н., Масакова И.Д.* Система национальных счетов в российской статистике. Основные итоги внедрения СНС-93 в российскую статистику // Вопросы экономики. 2000. № 2. С. 121–134.
4. *Колечков Д.В., Гаджиев Ю.А.* Валовой муниципальный продукт в оценке экономического развития региона // Вопросы статистики. 2007. № 3. С. 23–26.
5. *Колечков Д.В., Гаджиев Ю.А., Тимашев С.А., Макарова М.Н.* Валовой муниципальный продукт: методы расчета и применение // Экономика региона. 2012. № 4. С. 49–59.

6. *Татаринов А.* Субнациональные счета: проблемы разработки и использование в региональном анализе. М.: ИЭПП, 2005. 163 с.
7. *Cameron A.C., Trivedi P.K.* Microeconometrics: Methods and Applications. New York: Cambridge University Press, 2005. 1035 p.
8. *Тьюки Д.* Анализ результатов наблюдений. Разведочный анализ. М.: Мир, 1981. 693 с.
9. *Zellner A.* An efficient method of estimating seemingly unrelated regression equations and tests for aggregation bias // *Journal of the American Statistical Association.* 1962. Vol. 57. Is. 298. P. 348–368. doi: 1080/01621459.1962.10480664
10. *Дрейнер Н., Смит Г.* Прикладной регрессионный анализ. М.: Финансы и статистика, 1986. 392 с.
11. *Parks R.W.* Efficient Estimation of a System of Regression Equations When Disturbances Are Both Serially and Contemporaneously Correlated // *Journal of the American Statistical Association.* 1967. Vol. 62. № 38. С. 500–509.
12. *Baltagi B.H.* Econometric Analysis of Panel Data. Chichester: John Wiley & Sons. 2005. 302 p.
13. *Diggle P.J., Heagerty P., Liang K.-Y., Zeger S.L.* Analysis of Longitudinal Data. New York: Oxford University Press. 2013. 379 p.
14. *Frees E.* Longitudinal and Panel Data: Analysis and Applications in the Social Sciences. New York: Cambridge University Press, 2004. 484 p.
15. *Hsiao C.* Analysis of Panel Data (Econometric Society Monographs). New York: Cambridge University Press. 2003. 353 p.
16. *Chamberlain G.* Analysis of Covariance with Qualitative Data // *Review of Economic Studies.* 1980. Vol. 47, pp. 225–223.
17. *Ратникова Т.А.* Введение в экономический анализ панельных данных // *Экономический журнал ВШЭ.* 2006. Т. 10. № 2. С. 267–316.
18. *Frish R., Waugh F.V.* Partial time regressions as Compared with individual trends // *The Econometric Society.* 1933. Vol. 1. No.4. P. 387–401.
19. *Breusch T., Pagan A.* A Simple Test of Heteroscedasticity and Random Coefficient Variations // *The Econometric Society.* 1979. Vol. 47. № 5. P. 1287–1294.
20. *Weida F.M.* *Statistical Decision Functions by Abraham Wald* // *Mathematics Magazine.* 1951. Vol. 24, No. 5, pp. 283–285.

FACTORS OF ECONOMIC DEVELOPMENT OF CITIES IN THE REGION

Konstantin V. KRINICHANSKII

South Ural State University (National Research University), Chelyabinsk, Russian Federation
kkrin@ya.ru

Anatolii V. BEZRUKOV

South Ural State University (National Research University), Chelyabinsk, Russian Federation
regus2011@mail.ru

Aleksei S. LAVRENT'EV

South Ural State University (National Research University), Chelyabinsk, Russian Federation
allavr@yandex.ru

Abstract

Importance The article presents the results of the analysis of conditions and factors of urban development of the region.

Objectives The goal of the study is to score the dependence of gross municipal product of cities on variables such as the municipal budget cost on education and health, the number of persons engaged in small business, investment in fixed assets. As well, the paper provides interpretation of grades and recommendations on policy.

Methods For research, we used statistical and econometric methods. The database is generated from a sample of the cities of the Chelyabinsk region. To select an adequate model of analysis, we applied specific tests of the structural characteristics of the models.

Results We identified a significant positive relationship between per capita gross municipal product and variables of budget expenditures on education and health care and investments in fixed assets, as well as differences in the values of coefficients for the variables to most major cities in comparison to other cities.

Conclusions and Relevance We draw a conclusion that the cities of the region not included in the group of the largest ones, are strongly influenced by the perspective of social spending. We proved that for the long-term growth, a strategy of transition to a different growth model, in which the major role is played by investment, predominantly private, is absolutely necessary. In addition, we prove that small business plays an insufficiently expressed role in the economic development of the region, and the actual employment in it is poorly considered.

Keywords: measurement, sub-regional, economic growth, urban analysis, models, panel data, econometric models