

УДК 331.55

## **ВЕДЕТ ЛИ МИГРАЦИЯ НАСЕЛЕНИЯ К МЕЖРЕГИОНАЛЬНОЙ КОНВЕРГЕНЦИИ В РОССИИ?**

**Е.С. Вакуленко**

Национальный исследовательский университет  
Высшая школа экономики  
E-mail: esvakulenko@hse.ru, esvakulenko@gmail.com

В данной работе исследовано влияние миграции населения на заработные платы, уровень безработицы и среднедушевые доходы населения в российских регионах. С использованием официальных данных Росстата за период с 1995 по 2010 г. построена динамическая модель на панельных данных с пространственными эффектами, которая показала отсутствие существенного влияния миграции на уровень безработицы. Были выявлены значимые положительные пространственные эффекты для заработных плат и уровней безработицы. Найдена отрицательная взаимосвязь между коэффициентом чистой миграции и заработной платой, и среднедушевыми доходами, которая объясняется положительной зависимостью между оттоком мигрантов из регионов с данными показателями. Однако эффект миграции невелик. Статистически значимых различий в межрегиональных индексах Джини по заработной плате, среднедушевым доходам и уровням безработицы с учетом миграции и без нее не выявлено. Результаты расчетов позволяют сделать вывод, что миграция не оказывает влияние на межрегиональную конвергенцию по рассматриваемым экономическим показателям. Исследование осуществлено в рамках Программы «Научный фонд НИУ ВШЭ» в 2013–2014 гг., проект № 12-01-0175.

*Ключевые слова:* конвергенция, миграция, уровень безработицы, заработные платы, среднедушевые доходы населения, динамические модели на панельных данных с пространственными эффектами.

## **DOES MIGRATION LEAD TO REGIONAL CONVERGENCE IN RUSSIA?**

**E.S. Vakulenko**

National Research University Higher School of Economics  
E-mail: esvakulenko@hse.ru, esvakulenko@gmail.com

We analyze the impact of migration on wage, unemployment rate and income. Using Russian official statistical database from 1995 to 2010 we estimate dynamic panel data model with spatial effects. There is no significant impact of migration on unemployment rate. There is a positive spatial effect for wage and unemployment. We find negative relationship between net internal migration, and both wage and income, which is explained by positive effect of out-migration on wage and income. However, the migration benefits are not big enough to make a difference on Gini index across regions. We conclude that migration does not affect regional convergence of economic indicators. This study was carried out within The National Research University Higher School of Economics' Academic Fund Program in 2013–2014, research grant N 12-01-0175.

*Key words:* convergence, migration, unemployment rate, wages, average per capita income, dynamic models based on panel data with spatial effects.

## 1. Введение

В 2000-х гг. стали наблюдаться процессы межрегиональной конвергенции по показателям среднедушевых доходов, заработных плат, уровней [16]. В данной работе оценивается вклад миграции в наблюдаемую межрегиональную конвергенцию. Миграционные потоки – это источник трудовых ресурсов в регионах. При свободном перемещении миграция населения способна оказывать воздействие на возникшие дисбалансы внутри страны.

Используя официальные региональные данные Росстата за период с 1995 по 2010 г., анализируем влияние миграции на заработные платы, среднедушевые доходы и уровень безработицы. Существует много эмпирических работ, в которых изучается влияние миграции на конвергенцию по различным экономическим показателям. Однако результаты, которые получают авторы, оказываются различными. В ряде работ установлено, что миграция приводит к межрегиональной конвергенции, т.е. к снижению межрегиональной дифференциации. В других работах показано, что, наоборот, миграция приводит к дивергенции. Существуют также работы, в которых показано, что миграция не оказывает влияния на процессы конвергенции (табл. 4 в приложении). Однако не только в эмпирических исследованиях нет единства. В теоретических работах по изучению влияния миграции на конвергенцию также приводятся различные доводы в пользу одного или другого результата. Например, есть, по крайней мере, два подхода, аргументирующие различные исходы: неоклассические теоретические модели и модели Новой экономической географии. Таким образом, исследование роли миграции в межрегиональных процессах конвергенции – это во многом эмпирический вопрос, требующий тестирования выдвигаемых предположений на данных.

Проведенный нами анализ показал, что отток мигрантов из регионов вызывает рост заработных плат и среднедушевых доходов в них. Однако этот эффект слишком мал, чтобы привести к снижению межрегионального неравенства. Сравнение индексов Джини межрегионального неравенства с учетом движения населения и без него показало, что различия незначимые. Следовательно, миграция населения не приводит к межрегиональной конвергенции по рассматриваемым экономическим показателям.

Данная статья имеет следующую структуру: во втором разделе представлен обзор литературы теоретических и эмпирических работ. В третьем разделе описаны данные. В четвертом разделе предложена эмпирическая модель, в пятом – результаты ее оценивания. В последнем разделе делается заключение по проделанной работе.

## 2. Обзор литературы

### 2.1. Теоретические работы

Теоретической основой изучения межрегиональных неравенств по доходам является теория экономического роста, начиная с простой модели Солоу и модели эндогенного роста [12, 18, 27]. Также рассматривают модель с человеческим капиталом, например, модель Мэнкью, Ромера и Вейла, модели Ромера и модель Лукаса [22] о влиянии обмена идеями на экономи-

ческий рост. С помощью модификации неоклассической модели экономического роста (путем ввода мобильности трудовых ресурсов) проводится анализ влияния миграции на экономический рост.

Существуют различные концепции взаимосвязи между миграцией и межрегиональной дифференциацией, поскольку миграция порождает одновременно два эффекта: со стороны спроса на труд и со стороны предложения труда. Со стороны предложения труда трудовые мигранты могут снижать межрегиональную дифференциацию, перемещаясь в более перспективные регионы. Таким образом, предложение труда в регионе выбытия снижается, а предложение труда в регионе прибытия растет. В результате чего заработная плата в регионе выбытия ( $i$ ) растет, а в регионе прибытия ( $j$ ) снижается. Эта ситуация проиллюстрирована на рис. 1. Таким образом, миграция вызывает выравнивание заработных плат в регионах выбытия и прибытия, также происходит выравнивание уровней безработицы.

Со стороны спроса на труд миграция вызывает, наоборот, рост межрегиональных различий. Поскольку мигранты приводят к росту спроса на товары и услуги в регионе прибытия, то это ведет к росту спроса на труд. Рост спроса на труд приводит к росту заработных плат. Таким образом, заработная плата в регионе прибытия продолжает расти и межрегиональные различия не сокращаются.

Неоклассическая теория предполагает, что эффект предложения труда доминирует эффект со стороны спроса на труд. Основные предпосылки неоклассической теории: однородность труда, постоянная отдача от масштаба и убывающая предельная отдача, совершенная конкуренция. С другой стороны, модели Новой экономической географии предполагают, что эффект спроса на труд доминирует эффект предложения труда, если рассматривать несовершенную конкуренцию, в частности монополистическую конкуренцию. В этих моделях центральные регионы выигрывают от притока мигрантов в терминах более высоких реальных заработков и более низких уровней безработицы. А периферийные регионы, наоборот, проигрывают от оттока мигрантов [20]. Таким образом, в моделях Новой

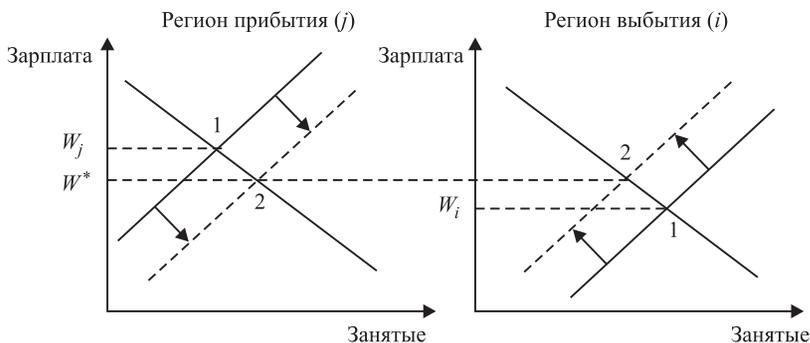


Рис. 1. Иллюстрация эффекта влияния миграции на заработную плату со стороны предложения труда

$W_i$  – заработная плата в регионе выбытия до миграции,  $W_j$  – заработная плата в регионе прибытия до миграции,  $W^*$  – равновесная заработная плата, установившаяся в результате миграции населения. 1 – равновесие на рынках труда до миграции, 2 – равновесие, установившееся в результате миграции населения

экономической географии межрегиональные различия растут вследствие миграции населения.

Ниже рассмотрим работы, в которых представлены те или иные модификации основных концепций.

В работе [29] изучается влияние неоднородности трудовых ресурсов, в том числе мигрантов, в моделях Новой экономической географии на пространственное распределение производства и как следствие на различия в заработных платах.

В работе [28] мобильность трудовых ресурсов вводится в неоклассическую теорию роста [12, 18, 27]. Показано, что для малой открытой экономики с капиталом ниже равновесного уровня отток мигрантов приводит к быстрой конвергенции по доходам, но при этом снижаются стимулы делать инвестиции в основной капитал. Однако при низком уровне доходов снижение стимула к инвестированию может доминировать, что приведет к тому, что трудовая мобильность, наоборот, может замедлить темпы сходимости по доходам.

В статье [21] строится теоретическая модель, в которой развивается модель перекрывающихся поколений и анализируется, как миграция влияет на экономический рост и сходимость в терминах отношения капитала к труду и заработных плат. Получены результаты положительного эффекта миграции на «отправляющую» страну, поскольку улучшается состояние с отношением капитала к труду, а также в связи со сбережениями, которые делают возвратившиеся работники. Показано, что в долгосрочной перспективе различия, существующие между странами, не обязательно исчезнут, поскольку конвергенция по доходам не означает уменьшение дифференциации, а также существует немалая вероятность того, что мигранты вернуться в ту страну, из которой они уехали.

В работе [14] приводится теоретическая модель с эндогенным человеческим капиталом, анализирующая влияние миграции высококвалифицированных работников на межрегиональные неравенства. Показано, что если будет происходить самоотбор мигрантов таким образом, что будут мигрировать только высококвалифицированные специалисты, поскольку в среднем эти работники быстрее окупают издержки миграции и мигрируют в основном в более успешные регионы, то может возникнуть ситуация, не сглаживающая межрегиональные неравенства, а наоборот увеличивающая различия в среднедушевых доходах.

Изучению эффекта высококвалифицированных мигрантов на рынки труда посвящена работа [10]. Автора заинтересовало, какой эффект оказывают на рынки труда аспиранты, которые приезжают на обучение в США, а потом остаются там работать. Это высококвалифицированные работники с докторской степенью. Эмпирические оценки показали, что увеличение предложения труда за счет притока высококвалифицированных мигрантов на 10 % снижает заработные платы работников той же квалификации на 3 %.

Также существует ряд работ, где авторы изучают изменение заработных плат коренного населения и заработных плат мигрантов вследствие иммиграции [8, 9, 13].

В работе [11] рассмотрены теоретические модели эффекта иммиграции на уровень заработной платы в стране прибытия. Показано, что в кратко-

срочном периоде приток мигрантов вызывает снижение заработной платы, а в долгосрочном периоде эффект также может быть отрицательным, если эффект спроса на труд доминирует эффект предложения труда. В работах [5, 9] получены эмпирические оценки этой теоретической модели для Канады, Мексики и США на основании данных переписей. Оказалось, что для этих стран увеличение предложения труда вследствие иммиграции на 10 % сокращает заработную плату на 3–4 %. Однако, несмотря на одинаковые эффекты в реакции заработной платы, эффект иммиграции на структуру заработных плат оказался различным для этих стран. Международная миграция снижает различия в заработных платах в Канаде, повышает в США и снижает относительные заработные платы для низкоквалифицированных работников в Мексике.

В работе [2] проведена калибровка и эмпирическое тестирование модели Лукаса [22] с добавлением в модель миграции. Введение миграции в модель позволяет объяснить конвергенцию ВВП на душу между странами. Причем *наибольший* вклад миграция вносит в быстрорастущих развивающихся странах, *средний* эффект получен для развитых стран и *наименьший* для бедных развивающихся стран. В работе показано, что влияние миграции на конвергенцию стран по ВВП происходит благодаря распространению технологий между странами (обмен идеями).

Таким образом, на основании вышеперечисленных работ можно сделать вывод, что в теории нет однозначного ответа на вопрос, приводит ли миграция к снижению межрегиональных различий или наоборот сглаживает их. Ответ зависит от множества условий, которые рассматриваются в моделях.

## 2.2. Эмпирические работы. Понятие бета- и сигма-конвергенции

Эмпирические исследования влияния миграции на уменьшение межрегионального неравенства проводились во многих странах мира, в частности, первые работы были сделаны для экономики США [6]. После чего появился цикл работ, посвященных межрегиональной конвергенции и внутренней миграции для стран Европы, Азии, Латинской Америки. В этих работах анализировалась скорость сходимости, а также в какой степени эта скорость зависит от миграции населения между регионами.

Рассмотрим более подробно базовую работу [6], в которой определяют две концепции конвергенции. *Абсолютная* или  $\beta$ -*конвергенция* означает, что бедные регионы имеют тенденцию расти более быстрыми темпами, чем богатые, а значит, вскоре разрывы между регионами по рассматриваемым показателям сократятся. Вторая концепция,  $\sigma$ -*конвергенция* или *относительная конвергенция*. Регионы сходятся в смысле сигма-конвергенции, если межрегиональная дисперсия (или индекс Джини, индекс Тейла и др.) рассматриваемых реальных показателей снижается со временем. Исходя из неоклассической теории роста, Барро, Sala-I-Martin предложили эконометрическую модель:

$$(1/T)\log(y_{it}/y_{i,t-T}) = \alpha + [\log(y_{i,t-T})][(1 - e^{-\beta T})/T] + u_{it}, \quad (1)$$

где  $y_{it}$  – ВРП или среднее значение доходов на душу населения для региона  $i$  в момент времени  $t$ ;  $T$  – длина рассматриваемого интервала.

Модель (1) является моделью *безусловной или абсолютной конвергенции*.  $\beta$ -параметр сходимости или конвергенции. Если  $\beta < 0$ , то это означает, что регионы с первоначально более низкими доходами растут быстрее тех регионов, которые первоначально имели более высокие доходы, т.е. происходит сходимость. Если, наоборот,  $\beta > 0$ , то неравенство еще больше усугубляется и наблюдается, наоборот, расхождение. Однако в этой модели нет никаких контрольных переменных, поэтому ее называют безусловной. Если же в модель (1) внести другие объясняющие переменные, то такая модель уже будет называться моделью *условной конвергенции*. Модель условной конвергенции предполагает, что траектории сбалансированного роста для разных регионов разные. Именно поэтому условная конвергенция не означает снижение межрегиональной дифференциации.

В работе [1] приводятся доказательства, показывающие, что анализ безусловной и условной сходимости бесполезен при исследовании динамики межрегиональных неравенств по доходам, ссылаясь на парадокс Гальтона (двусторонняя  $\beta$ -сходимость). Поэтому разумнее анализировать непосредственно динамику показателей неравенства таких, как стандартное отклонение логарифмов дохода, коэффициент Джини, индекс Тейла, коэффициент вариации и др. ( $\sigma$ -конвергенция).

Barro и Sala-I-Martin [6] исследовали влияние миграции населения на конвергенцию, оценивая уравнение (2). Оценивалось такое уравнение методом инструментальных переменных, поскольку переменная миграции является эндогенной в модели. В качестве инструментов для коэффициентов миграционного прироста брались плотность населения и среднее число теплых дней в году:

$$y_i^t - y_i^{t-1} = \alpha y_i^{t-1} + \delta Z_i^t + \gamma M_i^t + \lambda_t + \mu_i + \varepsilon_i^t, \quad (2)$$

где  $y_i^t$  – логарифм ВРП или среднедушевых доходов населения для региона  $i$  в момент времени  $t$ ;  $y_i^{t-1}$  – логарифм ВРП или среднедушевых доходов населения для региона  $i$  в момент времени  $t - 1$ ;  $Z_i^t$  – группа контрольных переменных для региона  $i$  в момент времени  $t$ ;  $M_i^t$  – чистый миграционный поток для региона  $i$  в момент времени  $t$ ;  $\lambda_t$  – временные эффекты, учитываемые с помощью набора дамми переменных;  $\mu_i$  – индивидуальный эффект региона. Проводится отдельно анализ того, является ли он детерминированным или случайным.  $\varepsilon_i^t$  – случайная составляющая;  $\alpha, \delta, \gamma$  – коэффициенты модели, подлежащие оцениванию. Причем  $\alpha = (1 - e^{-\beta T})/T$ , где  $\beta$  – параметр сходимости или конвергенции,  $T$  – длина рассматриваемого интервала времени.

Сравнение значений параметров  $\beta$  для моделей (2) с миграционным приростом и без него дает понять, влияет ли миграция на конвергенцию. В случае если  $\beta$  различаются, то говорят, что миграция оказывает влияние на скорость сходимости, иначе такого эффекта нет.

В результате оценки модели с миграцией оказалось, что коэффициент  $\beta = 0,0214$ , а коэффициент перед переменной коэффициента миграционного прироста оказался вообще незначимым. Сравнивая модели для разных периодов, авторы делают вывод, что миграция практически не оказывает никакого эффекта или очень маленький эффект на снижение дифференциации между штатами в Америке.

Модель (2) оценивалась многими авторами для разных стран и разных временных периодов (см. в приложении табл. 4). В работе [24] проводится мета-анализ эмпирических работ, в которых изучается взаимосвязь между миграцией и конвергенцией по доходам. Для 67 оценок коэффициентов модели условной бета-конвергенции получено, что взвешенная оценка скорости сходимости равна 2,7 %. А увеличение на 1 процентный пункт коэффициента чистого миграционного прироста ведет к увеличению темпов роста среднедушевых доходов на 0,1 процентный пункт. Используя оценки коэффициентов в качестве наблюдений, авторы построили эконометрическую модель. И получили, что коэффициент при миграции в уравнении (2) при оценивании на панельных данных или при использовании метода инструментальных переменных более низкий. Однако к противоположному эффекту ведет учет высококвалифицированных мигрантов.

В статье [25] также изучается влияние миграции на региональную сходимость. Причем авторы показали на примере Норвегии и Швеции 1980–2000 гг., что приток и отток мигрантов по-разному влияет на конвергенцию в разных странах (модель 3). Миграционный поток рассматривается не как разница между прибытием и выбытием, а отдельно число мигрантов, прибывших в регион  $i$  в год  $t$   $MI_i^t$  и выбывших из региона  $MO_i^t$ :

$$y_i^t - y_i^{t-1} = \alpha y_i^{t-1} + \delta Z_i^t + \gamma_1 MO_i^t + \gamma_2 MI_i^t + \lambda_t + \mu_i + \varepsilon_i^t. \quad (3)$$

Чтобы избежать проблемы эндогенности, авторы переходят к динамической модели на панельных данных:

$$y_i^t = \alpha' y_i^{t-1} + \delta Z_i^t + \gamma_1 MO_i^t + \gamma_2 MI_i^t + \lambda_t + \mu_i + \varepsilon_i^t, \quad (4)$$

где  $\alpha' = 1 + \alpha$ .

В качестве инструментов в модели (4) берутся лаги переменных, участвующих в модели. Это метод Ареллано–Бонда, согласно которому первоначально осуществляется переход к уравнению в разностях (модель 5), а затем все эндогенные переменные инструментируются своими лагами:

$$\Delta y_i^t = \alpha' \Delta y_i^{t-1} + \delta \Delta Z_i^t + \gamma_1 \Delta MO_i^t + \gamma_2 \Delta MI_i^t + \lambda_t + \Delta \varepsilon_i^t. \quad (5)$$

Как уже говорилось, в эмпирических работах также нет единства по поводу влияния миграции на межрегиональное неравенство (см. табл. 4 в приложении). Есть ряд работ, где влияние миграции на конвергенцию положительное, отрицательное, а также незначимое.

### 3. Данные

Мы используем официальные данные Росстата<sup>1</sup> для 77 российских регионов и 15 лет за период с 1996 по 2010 г. Из рассмотрения исключены Республика Ингушетия, Республика Чечня и Чукотский автономный округ из-за неполноты данных по ним. Помимо этого не рассматривались 9 автономных округов, входящих в состав более крупных регионов (Ненецкий, Коми-Пермяцкий, Ханты-Мансийский, Ямало-Ненецкий, Таймырский (Долгано-Ненецкий), Эвенкийский, Усть-Ордынский Бурятский, Агинский

<sup>1</sup> www.gks.ru, Сборники Росстата «Регионы России».

Бурятский и Корякский). Описательные статистики по всем исследуемым показателям представлены в приложении (табл. 5 в приложении). Среднедушевые доходы и заработные платы разделены на величину прожиточного минимума для учета различий в региональных уровнях цен. Тем самым мы также учитываем инфляцию в регионах России.

Основная цель работы – исследование взаимосвязи между миграцией и экономическими показателями. Для этого мы используем данные о миграции, предоставляемые Росстатом<sup>2</sup>. Мы рассматриваем как внешних, так и внутренних мигрантов в России. На рис. 2 представлена динамика внутренней регистрируемой миграции в России (межрегиональная и внутрирегиональная). Приблизительно межрегиональная и внутрирегиональная миграция делит в равной пропорции общий объем внутренней миграции. С 1995 г. внутренняя миграция населения снижалась. Многие исследователи счита-

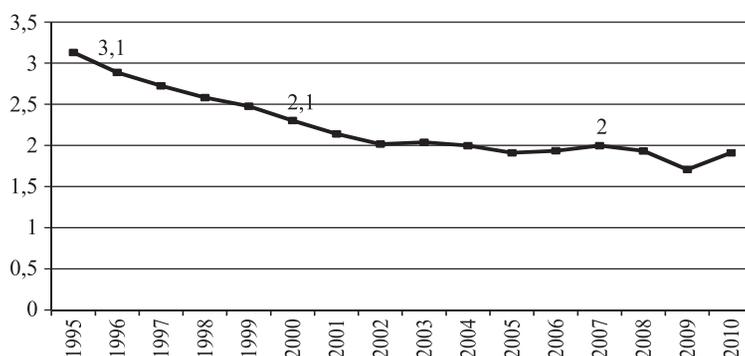


Рис. 2. Внутренняя миграция в России, млн человек



Рис. 3. Коэффициент миграционного прироста на 10 тыс. населения в среднем за период 1997–2009 гг.

<sup>2</sup> Стоит заметить, что это только зарегистрированные мигранты, которые сменили место постоянного жительства.

ют, что это связано со сменой форм пространственной мобильности: постоянная миграция заменяется временной миграцией [3]. Начиная с 2002 г. численность регистрируемых внутренних мигрантов в России установилась на уровне 1,9 млн человек.

Рассмотрим направления миграционных потоков между регионами России. Для этого обратимся к коэффициентам миграционного прироста/убыли для каждого региона. Коэффициент миграционного прироста населения – это разность числа прибывших и выбывших мигрантов, отнесенная к среднегодовой численности населения. Часто этот коэффициент называется также коэффициентом чистой миграции. На карте (рис. 3) изображены данные коэффициенты. Видно, что больше «темных мест», характеризующих большие коэффициенты миграционного прироста, в центральной части России. Вся же восточная часть характеризуется миграционной убылью населения. Если же посмотреть на сальдо миграции между федеральными округами России, то положительное сальдо миграции в 2000-е гг. у Центрального и Северо-западного федеральных округов, и это благодаря, прежде всего, «столицам». Во всех федеральных округах снижается численность населения в пользу Центрального округа. В целом миграционные потоки имеют направление с востока на запад и с севера на юг. Движение населения России с востока на запад получило в литературе название «Западный дрейф» [3].

#### 4. Исследование межрегиональной конвергенции в России

Как уже было сказано ранее, для исследования изменений межрегиональных различий наилучший способ – это изучение так называемой сигма-конвергенции. На рис. 4 изображена динамика взвешенных по населению стандартных отклонений логарифмов региональных реальных среднедушевых доходов<sup>3</sup>, реальных заработных плат и уровней безработицы. Невзвешенные по населению стандартные отклонения по тем же показателям представлены в приложении и на рис. 6. Динамика невзвешенных показателей оказалась такой же.

В 1990-е гг. не наблюдалась сигма-конвергенция по рассматриваемым показателям, наоборот, по некоторым была даже дивергенция. Но ситуация существенно изменилась в 2000-х гг. Процессы сигма-конвергенции стали наблюдаться с 2000 г. для среднедушевых доходов и с 2001 г. для заработных плат. По уровням безработицы ситуация не столь ясная, но можно сказать, что с 2005 г. дифференциация и по уровням безработицы стала снижаться.

Итак, проведенные исследования межрегиональной конвергенции по среднедушевым доходам, заработным платам и уровням безработицы показали, что в 2000-х гг. стали наблюдаться процессы сигма-конвергенции.

<sup>3</sup> Стандартные отклонения показателей, взвешенные по населению, рассчитывались следующим образом:  $\sigma = \sqrt{\sum_{i=1}^{78} (x_i - \bar{x})^2 \frac{n_i}{N}}$ , где  $n_i$  – численность населения в регионе  $i$ ,  $N$  – численность населения в 78 регионах,  $\bar{x} = \sum_{i=1}^{78} x_i n_i / N$ ,  $x_i$  – это логарифм рассматриваемых показателей.

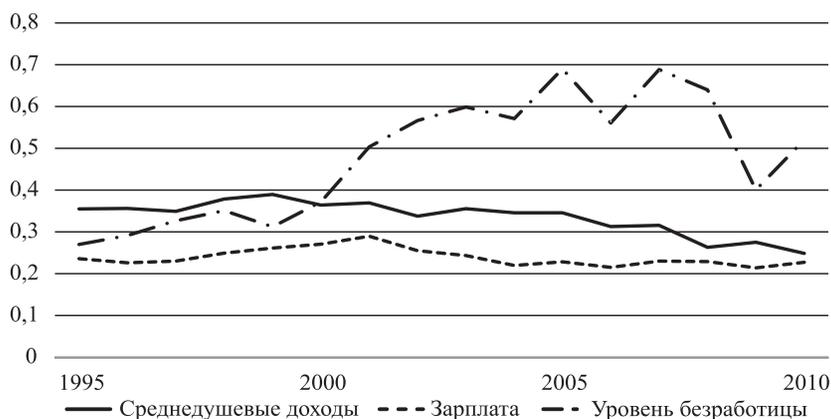


Рис. 4. Различия между российскими регионами в терминах взвешенных по населению стандартных отклонений логарифмов реальных среднедушевых доходов, реальных заработных плат и уровня безработицы<sup>4</sup>

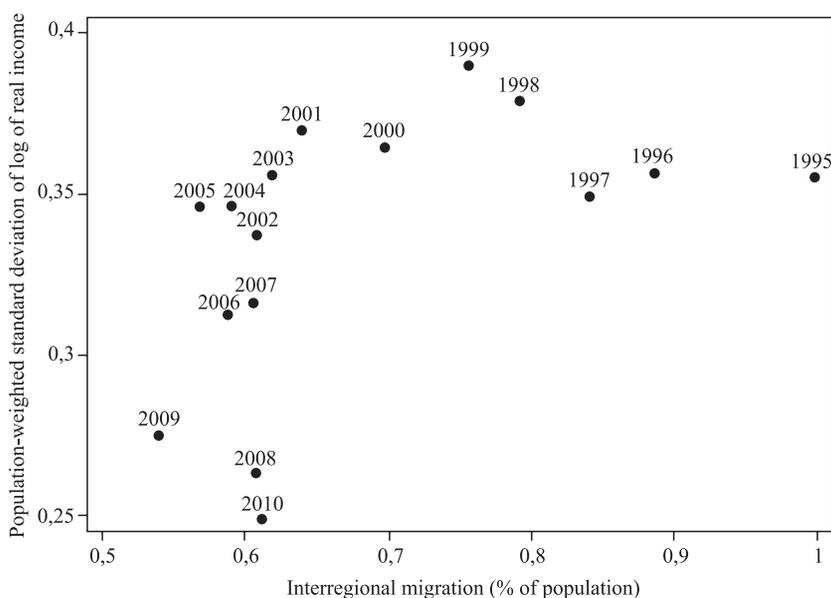


Рис. 5. Межрегиональная миграция и межрегиональные различия в реальных среднедушевых доходах

Как это согласуется с изменениями объемов межрегиональной миграции? На рис. 5 изображена диаграмма рассеивания в осях: межрегиональные различия по доходам и динамика межрегиональной миграции в процентах от населения. Точки на этом графике показывают значения взвешенных по населению стандартных отклонений по доходам и отношение межрегиональной миграции к населению в конкретном году. Видно, что если следить за динамикой межрегиональной миграции, то это движение на графике справа налево, т.е. с годами межрегиональная миграция снижалась. Однако в то же время динамика межрегиональных различий в рассматриваемый

<sup>4</sup> Для сопоставления межрегиональных уровней цен мы разделили все номинальные показатели на величину прожиточного минимума в регионе.

период времени также снижалась. Значит ли это, что миграционные потоки не вносят вклад в снижение межрегиональной миграции? Результаты предыдущих исследований [17] показали: межрегиональные миграционные потоки в 1990-е гг. снижались вследствие того, что многие регионы находились в ловушках бедности, что стало серьезным ограничением миграции. В 2000-х гг., когда ловушки бедности стали исчезать, миграционные потоки не увеличились, поскольку существенно снизились межрегиональные различия в среднедушевых доходах и у мигрантов пропал стимул мигрировать.

### 5. Эконометрическая спецификация

Как уже было сказано ранее, основой всех исследований, посвященных изучению взаимосвязи миграции и процессов конвергенции, является модель условной бета-конвергенции, предложенной [6]. Однако мы расширяем эту базовую модель, включая ряд контрольных переменных:

$$\ln\left(\frac{y_{i,t}}{y_{i,t-1}}\right) = \alpha_i + \delta_t - \beta \ln(y_{i,t-1}) + \gamma \text{Migration}_{i,t-1} + \sum_{k=1}^K \theta_k X_{k,i,t} + \varepsilon_{i,t}, \quad (6)$$

где  $y_{i,t}$  – зависимая переменная для региона  $i$  в году  $t$ . Мы исследуем три различные зависимые переменные: реальную заработную плату, реальные среднедушевые доходы и уровень безработицы. Величины  $\alpha_i$  – детерминированный индивидуальный эффект региона,  $\delta_t$  – детерминированный временной эффект, задаваемый рядом дамми переменных на года.  $X_{k,i,t}$  – набор объясняющих переменных,  $j$  – индекс фактора,  $i$  – индекс региона,  $t$  – индекс года.  $\beta, \gamma, \theta_j$  – набор параметров, подлежащих оцениванию.

Для каждого уравнения помимо переменных, характеризующих миграцию, мы включили различные контрольные переменные ( $X_{k,i,t}$ ). Включены демографические индикаторы: темп роста населения, доля населения моложе 18 лет, доля населения старше пенсионного возраста, численность студентов на душу населения в регионе, коэффициент младенческой смертности, как прокси переменная уровня развития региона. Для подвыборки 2005–2010 гг. в модель также включена отраслевая структура экономики: доля работников, занятых в сельском хозяйстве, добывающей промышленности, образовании и здравоохранении. Для других периодов времени этих данных не удалось найти в открытом доступе на сайте Росстата. Описание всех переменных и их дескриптивные статистики представлены в приложении (см. табл. 5 в приложении).

Модель для уравнения среднедушевых доходов более сложная. Поскольку доходы состоят из трех частей: заработная плата, социальные трансферты и доходы на капитал (иные доходы). Следовательно, необходимо включить в модель факторы, которые влияют на каждую из данных частей. Поэтому в модель для доходов включены все те же факторы, что и в модель для заработной платы, а также трансферты из федерального бюджета (дотации на выравнивание бюджетной обеспеченности из фонда финансовой поддержки регионов) на душу населения и инвестиции в основной капитал на душу населения. Включение показателя трансфертов и инвестиций позволяет учесть вклад государства и мобильности капитала в межрегиональную сходимость.

Уравнение (6) можно переписать в следующем виде:

$$\ln(y_{i,t}) = \alpha_i + \delta_t + (1-\beta)\ln(y_{i,t-1}) + \gamma\text{Migration}_{i,t-1} + \sum_{k=1}^K \theta_k X_{k,i,t} + \varepsilon_{i,t}. \quad (7)$$

Таким образом, уравнение (7) представляет собой динамическую модель на панельных данных, поскольку в правой части уравнения присутствует лаг зависимой переменной в качестве регрессора<sup>5</sup>. Однако мы также хотим учесть пространственное взаимодействие между регионами. Для этого мы включаем в правую часть уравнения (7) так называемый пространственный лаг [23]. И получаем уравнение следующего вида:

$$\ln(y_{i,t}) = \alpha_i + \delta_t + (1-\beta)\ln(y_{i,t-1}) + \rho \sum_{j=1}^J \omega_{i,j} \ln(y_{j,t}) + \gamma\text{Migration}_{i,t-1} + \sum_{k=1}^K \theta_k X_{k,i,t} + \varepsilon_{i,t}, \quad (8)$$

где  $\sum_{j=1}^J \omega_{i,j} \ln(y_{j,t})$  – средневзвешенная зависимая переменная по всем регио-

нам с весами  $\omega_{i,j}$ . В качестве весов в подобных моделях, как правило, берут или матрицу соседства, или обратные расстояния между парами регионов. Матрица соседства – это квадратная матрица, размер которой равен количеству рассматриваемых регионов. Элементы этой матрицы – это значения 0, если регионы не являются соседями, т.е. не имеют общей границы, и 1 – иначе. Матрица обратных расстояний представляет собой матрицу, элементы которой обратные расстояния между парами регионов<sup>6</sup>. В данном исследовании мы остановились на матрице обратных расстояний. Результаты с матрицей соседства оказались схожими.

Таким образом, модель (8) – это динамическая модель на панельных данных с пространственными эффектами<sup>7</sup>. Для тестирования значимости пространственных корреляций мы использовали I статистику Морана. Для оценивания модели (8) использовался обобщенный метод моментов для систем уравнений [7]. Суть метода состоит в том, что одновременно оцениваются два уравнения: уравнение в уровнях и уравнение в первых разностях переменных. Для уравнения, где все переменные взяты в уровнях, в качестве инструментов брались лагированные разности переменных. А для уравнения в разностях в качестве инструментов берутся лаги переменных в уровнях. В работе [7] показано, что такая оценка позволяет избежать смещения, наблюдаемого при использовании МНК, что подтверждается Монте-Карло симуляциями. Возможность использования оценки системного

<sup>5</sup> Заметим, что теперь конвергенция будет в случае, если коэффициент при лагированном значении зависимой переменной меньше 1.

<sup>6</sup> Матрицу нормируют таким образом, чтобы сумма элементов по строке была равна 1. Расстояние между парами регионов измерялось между столицами регионов по железным дорогам (или автомобильным, если нет железнодорожного сообщения).

<sup>7</sup> Стоит отметить, что пространственное взаимодействие в нашем случае измерялось в виде SAR модели, также могут быть оценены SMA модели, когда пространственное взаимодействие учитывается в ошибках. Однако нет особых различий в том, каким образом учитывать пространственные взаимодействия.

GMM для анализа моделей, включающих пространственные компоненты, исследована и доказана в статье [19]. Для тестирования валидности инструментов мы проводим тест Саргана и тестируем наличие автокорреляции с помощью теста Ареллано–Бонда.

Для оценивания эффекта миграции на интересующие нас показатели мы включали различные переменные: коэффициенты миграции только внутренней и отдельно только внешней, а также совместно внутреннюю и внешнюю миграцию. Также рассматривали отдельно эффекты притока и оттока мигрантов в регион [25]. Все показатели миграции включены с лагом в один год для учета эндогенности.

## 6. Анализ результатов

### 6.1. Модели для заработных плат

Рассмотрим модели для заработных плат. Как было показано в предыдущем разделе, сигма-конвергенция наблюдалась по этому показателю в 2001–2010 гг. Рассмотрим более подробно именно этот период времени. Оказалось, что  $p$ -value  $I$  статистики Морана для заработных плат всего рассматриваемого периода меньше 5 % уровня значимости. Таким образом, мы отвергаем нулевую гипотезу о нулевой пространственной автокорреляции. Следовательно, пространственный лаг в модели (8) для заработных плат уместен.

В табл. 1 представлены результаты для модели заработных плат 2001–2010 гг. Во-первых, стоит отметить наличие бета-конвергенции для заработных плат. Первый лаг заработной платы оказался значимым, как и пространственный лаг, для различных спецификаций модели. Коэффициенты миграции как внешней, так и внутренней являются незначимыми во всех спецификациях модели. Однако если мы отдельно рассмотрим приток и отток мигрантов, то оказывается, что отток мигрантов имеет положительный знак и значим. Таким образом, получается, что отток мигрантов из региона ведет к росту заработной платы в нем. А поскольку люди движутся из менее перспективных регионов в более успешные, как было показано ранее, то полученные результаты свидетельствуют о выравнивании заработных плат между регионами. Ловушки бедности в 2000-х гг. постепенно стали исчезать, а это значит, что люди стали перемещаться из регионов с более низкими заработками в регионы с более высокими. Отток мигрантов вызывает рост заработных плат, а значит, в менее успешных регионах заработные платы повышаются. Заметим, что приток мигрантов не оказывает никакого воздействия на заработную плату. Следовательно, в более успешных регионах заработная плата остается прежней. Таким образом, происходит ситуация, о которой говорилось ранее. Реализуется неоклассический сценарий, т.е. эффекты со стороны предложения труда доминируют эффекты со стороны спроса на труд.

Что касается результатов теста Саргана, то он показал, что инструменты в модели валидны. Проведя тест Ареллано–Бонда на автокорреляцию, мы не можем отвергнуть гипотезу, что нет автокорреляции 2-го порядка.

Таблица 1

## Результаты для заработных плат 2001–2010 гг.

Переменные	Асимметрич- ное влияние с внешней миграцией	Асиммет- ричное влияние	Коэф- фициент миграции	Коэффици- ент миграции (внешняя и внутренняя)	Без миграции
Зарплата ( $t - 1$ )	0,862***	0,861***	0,842***	0,848***	0,850***
	(0,110)	(0,108)	(0,116)	(0,113)	(0,107)
Пространственный лаг	0,966***	0,974***	0,832***	0,864***	0,827***
	(0,098)	(0,098)	(0,099)	(0,098)	(0,103)
Отток миграции ( $t - 1$ )	0,012*	0,008**			
	(0,006)	(0,004)			
Приток миграции ( $t - 1$ )	-0,003	0,000			
	(0,006)	(0,004)			
Коэффициент миграции (внешняя) ( $t - 1$ )	0,003		0,003		
	(0,004)		(0,003)		
Коэффициент миграции (внутренняя) ( $t - 1$ )			-0,007		
			(0,006)		
Коэффициент миграции ( $t - 1$ )				-0,001	
				(0,001)	
Демографические показате- ли, численность студен- тов, младенческая смерт- ность, временные дамми	Да	Да	Да	Да	Да
Наблюдения	770	770	770	770	770
Кол-во регионов	77	77	77	77	77
AR(2), p-value	0,2664	0,2854	0,2532	0,2852	0,2930
Тест Саргана, p-value	0,1227	0,1261	0,1540	0,1722	0,2141

Примечание: в скобках робастные стандартные отклонения. \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$ . AR(2) – тест Ареллано–Бонда на автокорреляцию второго порядка.

Для 1995–2010 гг. (табл. 6 в приложении) значим также приток мигрантов, но для модели без учета пространственного лага. Коэффициент при этой переменной имеет отрицательный знак. Для периода 2005–2010 гг. (табл. 7 в приложении) значим коэффициент миграции, знак отрицательный. Опять же полученные результаты согласуются с неоклассической теорией.

## 6.2. Модели для безработицы

Для уровней безработицы p-value I статистики Морана для всех лет оказалось меньше 5 % уровня значимости, мы отвергаем гипотезу о нулевых пространственных корреляциях. Следовательно, необходимо включить пространственные лаги в модель.

Результаты оценивания модели (8) для 2001–2010 гг. представлены в табл. 2. Временной лаг в один год и пространственный лаг значимы во всех спецификациях модели. Следовательно, уровни безработицы для близко

Таблица 2

## Результаты для уровней безработицы 2001–2010 гг.

Переменные	Асимметрич- ное влияние с внешней миграцией	Асиммет- ричное влияние	Коэф- фициент миграции	Коэффициент миграции (внешняя и внутренняя)	Без миграции
Безработица ( $t - 1$ )	0,319*** (0,065)	0,319*** (0,067)	0,330*** (0,061)	0,334*** (0,062)	0,347*** (0,064)
Пространственный лаг	0,574*** (0,188)	0,564*** (0,194)	0,542*** (0,192)	0,513*** (0,196)	0,509*** (0,193)
Отток миграции ( $t - 1$ )	0,020 (0,028)	0,005 (0,010)			
Приток миграции ( $t - 1$ )	-0,039 (0,029)	-0,025 (0,017)			
Коэффициент миграции (внешняя) ( $t - 1$ )	0,015 (0,024)		0,018 (0,029)		
Коэффициент миграции (внутренняя) ( $t - 1$ )			-0,029 (0,031)		
Коэффициент миграции ( $t - 1$ )				-0,003 (0,005)	
Демографические показате- ли, численность студен- тов, младенческая смерт- ность, временные дамми	Да	Да	Да	Да	Да
Наблюдения	770	770	770	770	770
Кол-во регионов	77	77	77	77	77
AR(2), p-value	0,2125	0,2254	0,2228	0,2427	0,2264
Тест Саргана, p-value	0,2880	0,2674	0,3645	0,3061	0,2396

Примечание: в скобках робастные стандартные отклонения. \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$ . AR(2) – тест Ареллано–Бонда на автокорреляцию второго порядка.

расположенных регионов положительно коррелируют. Однако каким образом переменные миграции не были бы включены в модель, они оказываются незначимыми. Такие же результаты получаются и для других периодов времени (см. табл. 6, 7 в приложении).

### 6.3. Модели для доходов

Для среднедушевых доходов значение p-value статистики Морана с 1997 г. больше 5 % уровня значимости. Таким образом, мы не можем отвергнуть гипотезу о нулевой пространственной корреляции, следовательно, не нужно включать в модель для среднедушевых доходов пространственный лаг. Результаты оценивания модели для среднедушевых доходов представлены в табл. 3. В различных спецификациях оказывается, что отток миграции значим и имеет положительный коэффициент. Такой же результат был получен ранее для уравнения заработной платы. Коэффициент

Таблица 3

## Результаты для среднедушевых доходов 2001–2010 гг.

Переменные	Асимметричное влияние с внешней миграцией	Асимметричное влияние	Коэффициент миграции	Коэффициент миграции (внешняя и внутренняя)	Без миграции
Доход ( $t - 1$ )	0,720*** (0,105)	0,720*** (0,104)	0,727*** (0,107)	0,729*** (0,108)	0,749*** (0,104)
Отток миграции ( $t - 1$ )	0,012* (0,006)	0,010** (0,004)			
Приток миграции ( $t - 1$ )	-0,011 (0,008)	-0,009 (0,008)			
Коэффициент миграции (внешняя) ( $t - 1$ )	0,002 (0,005)		0,002 (0,005)		
Коэффициент миграции (внутренняя) ( $t - 1$ )			-0,012** (0,006)		
Коэффициент миграции ( $t - 1$ )				-0,004** (0,002)	
Трансферты (log)	-0,000 (0,012)	0,001 (0,012)	-0,001 (0,012)	0,000 (0,012)	0,003 (0,011)
Инвестиции (log)	0,030 (0,020)	0,030 (0,020)	0,029 (0,020)	0,030 (0,020)	0,024 (0,018)
Демографические показатели, численность студентов, младенческая смертность, временные дамми	Да	Да	Да	Да	Да
Наблюдения	634	634	634	634	634
Кол-во регионов	73	73	73	73	73
AR(2), p-value	0,8091	0,7843	0,8139	0,7744	0,8225
Тест Саргана, p-value	0,1203	0,1179	0,1254	0,1322	0,1102

Примечание: в скобках робастные стандартные отклонения. \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$ . AR(2) – тест Ареллано–Бонда на автокорреляцию второго порядка.

чистого миграционного прироста также оказался значимым и имеет отрицательный коэффициент. Опять же полученный результат согласуется с неоклассической моделью. Отток мигрантов повышает среднедушевые доходы в посылающем регионе. Высокие значения коэффициента чистого миграционного прироста приводят к снижению среднедушевых доходов в регионе. Коэффициент чистого миграционного прироста для внешней миграции незначим для всех моделей. Однако этот эффект может быть объяснен низким уровнем регистрации внешней миграции. В табл. 6 в приложении представлены результаты модели для 1995–2010 гг. В этом периоде пространственный лаг и показатели миграции оказались незначимыми. Результаты для 2005–2010 гг. (см. табл. 7 в приложении) оказались схожими с результатами модели 2001–2010 гг.

#### 6.4. Миграция и динамика коэффициента Джини

Для того чтобы оценить влияние миграции на межрегиональную дифференциацию, мы обратились к сигма-конвергенции, а именно построили динамику коэффициентов Джини<sup>8</sup>. Как уже упоминалось ранее, Глуценко [1] показал, что только на основании сигма-конвергенции можно сделать вывод об изменении межрегиональной дифференциации. На рис. 6 представлена динамика коэффициента Джини для реальной заработной платы, уровня безработицы и реального среднедушевого дохода. Видно, что коэффициент Джини для среднедушевых доходов снижается, что говорит об уменьшении межрегиональной дифференциации. Для заработной платы коэффициент Джини начинает убывать с 2000-х гг., а для уровней безработицы только с 2007 г.

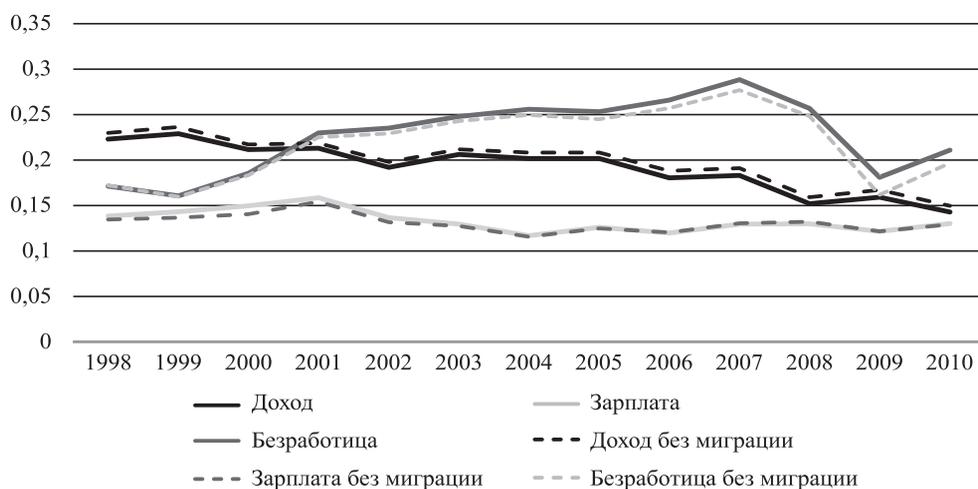


Рис. 6. Динамика коэффициента Джини для реальных среднедушевых доходов, реальных заработных плат и уровней безработицы без и с учетом миграции

Используя результаты модели (8) мы оценили, какими были бы заработные платы, уровень безработицы и среднедушевые доходы, если бы не было миграционных потоков между регионами. На рис. 6 коэффициенты Джини, рассчитанные по этим оцененным показателям, изображены пунктирными линиями. Видно, что различия между сплошными и пунктирными линиями практически неотличимы<sup>9</sup>. Следовательно, эффект миграции на межрегиональные различия несущественный.

### 7. Заключение

Мы рассмотрели модели условной бета-конвергенции на панельных данных с пространственными эффектами для заработной платы, уровня безработицы и среднедушевых доходов для 1995–2010 гг. В результате по-

<sup>8</sup> Можно было бы построить и динамику взвешенных стандартных отклонений.

<sup>9</sup> Для проверки статистических гипотез о равенстве двух коэффициентов Джини были проведены попытки построить доверительный интервал для коэффициента Джини с помощью команды `gspc` для Статы (Kolenikov S., Sajaia Z., 2010). Однако доверительные интервалы оказались очень широкими.

лучили, что отток мигрантов из регионов приводит к росту заработной платы и среднедушевых доходов в нем. Если учесть, что мигранты движутся из менее благополучных регионов в более благополучные, то миграционный отток приводит к выравниванию заработных плат и среднедушевых доходов. Что касается уровней безработицы, то здесь никаких эффектов миграции не было выявлено.

Стоит также отметить значимые пространственные эффекты как для уровней безработицы, так и заработных плат. Найдена положительная пространственная корреляция. Это значит, что заработные платы и уровни безработицы близких регионов положительно коррелируют. И это объясняется взаимосвязями рынков труда близких регионов. Чем ближе регионы друг к другу, тем больше они влияют друг на друга. Для среднедушевых доходов пространственных эффектов не было найдено.

Наши результаты согласуются с неоклассической теорией. Однако эффект миграции в краткосрочном периоде совсем небольшой. Исследуя динамику коэффициентов Джини с учетом миграции и без, оказалось, что различия несущественные. Таким образом, миграция не способствует сигма-конвергенции. Однако в данном исследовании проделаны только первые шаги по изучению эффекта миграции на межрегиональную сходимость. Этот вопрос еще предстоит изучать. Возможно, следует рассматривать миграцию между парами регионов, как это сделано в работе [26]. А также изучать не краткосрочное влияние миграции, а накопленные эффекты, т.е. смотреть, сколько человек уехало или приехало в регион за определенный период времени.

Что касается полученных результатов о малом эффекте миграции, то здесь можно предположить несколько объяснений. Во-первых, потоки регистрируемой миграции очень маленькие, это всего 2 % населения и только 1 % населения – это межрегиональные мигранты. Возможно, что потоки реальной миграции, в том числе нерегистрируемой, значительно выше, поэтому эффекты миграции могут быть на самом деле иными. Во-вторых, изучая процессы межрегиональной сходимости очень сложно разделить эффекты различных источников. Это и потоки капитала, и государственные вмешательства. Изучению декомпозиции межрегиональной сходимости в России в 1995–2010 гг. по различным источникам посвящена работа [16], где было показано, что вклад потоков капитала в межрегиональную сходимость наибольший. Согласно вышесказанному, миграция населения вызывает сразу два эффекта: эффект со стороны спроса и со стороны предложения, которые разнонаправленные. Поэтому эти два эффекта могут исключать друг друга и как результат эффект миграции может быть нулевым.

### Литература

1. Глуценко К.П. Мифы о бета-конвергенции // Журнал Новой экономической ассоциации. 2012. № 4(16). С. 27–44.
2. Кривенко П.А. Обмен идеями, миграция и экономический рост / Препринт WP12/2010/05. Гос. ун-т – Высшая школа экономики. М.: ГУ – ВШЭ, 2010. 48 с.
3. Мкртчян Н.В. Миграция в России: западный дрейф. Информационный бюллетень / Центр демографии и экологии человека ИНП РАН. М., 2004. № 87.

4. *Arellano M., Bond S.* Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *The Review of Economic Studies*. 1991. Vol. 58, N 2. P. 277–297.
5. *Aydemir A., Borjas G.J.* A Comparative Analysis of the Labor Market Impact of International Migration: Canada, Mexico, and the United States / NBER Working Papers 12327, National Bureau of Economic Research, Inc. 2006.
6. *Barro R.J., Sala-i-Martin X.* Convergence across States and Regions. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1991 (1). P. 107–182.
7. *Blundell R., Bond S.* Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics* 87. 1998 P. 115–143.
8. *Borjas G.J.* Self-Selection and the Earnings of Immigrants // *American Economic Review*. 1987. 77(4). P. 531.
9. *Borjas G.J.* The Labor Demand Curve Is Downward Sloping: Reexamining The Impact Of Immigration On The Labor Market // *The Quarterly Journal of Economics*, MIT Press. 2003. 118(4). P. 1335–1374.
10. *Borjas G.J.* The Labor-Market Impact of High-Skill Immigration // *American Economic Review*. 2005. 95(2). P. 56–60.
11. *Borjas G.J.* The Analytics of the Wage Effect of Immigration / NBER Working Papers 14796, National Bureau of Economic Research, Inc. 2009.
12. *Cass D.* Optimum Growth in an Aggregative Model of Capital Accumulation // *Review of Economic Studies*. 1965. 32. P. 233–240.
13. *Dustmann C., Frattini T., Preston I.* The Effect of Immigration along the Distribution of Wages, CReAM Discussion Paper Series 0803, Centre for Research and Analysis of Migration (CReAM), Department of Economics, University College London. 2008.
14. *Fratesi U., Riggi M.R.* Does migration reduce regional disparities? The role of skill-selective flows. *RURDS*, 2007. Vol. 19. N 1.
15. *Gluschenko K.* Methodologies of analyzing inter-regional income inequality and their applications to Russia. MPRA Paper N 18443. 2009. URL:<http://mpa.ub.uni-muenchen.de/18443/>
16. *Guriev S., Vakulenko E.* Convergence among Russian regions. CEFIR / NES Working Paper. 2012. N 180.
17. *Guriev S., Vakulenko E.* Internal Migration and Interregional Convergence in Russia. Social Science Research Network Working Paper Series. № 2200539. 2013.
18. *Koopmans T.C.* On the Concept of Optimal Economic Growth / *The Econometric Approach to Development Planning*. Amsterdam: North Holland. 1965.
19. *Kukenova M., Monteiro J.-A.* Spatial Dynamic Panel Model and System GMM: A Monte Carlo Investigation, MPRA Paper 13404, University Library of Munich, Germany. 2008.
20. *Krugman P.* Increasing returns and Economic geography // *Journal of Political Economy*. 1991. Vol. 99. N 3.
21. *Larramona G., Sanso M.* Migration dynamics, growth and convergence // *Journal of Economic Dynamics & Control*. 2006. N 30. P. 2261–2279.
22. *Lucas R.* Ideas and Growth / NBER Working Paper N W14133. 2008.
23. *Niebuhr A., Granato N., Haas A., & Hamann S.* Does Labour Mobility Reduce Disparities between Regional Labour Markets in Germany? // *Regional Studies*. 2011. P. 1–18.
24. *Ozgen C., Nijkamp P., Poot J.* The effect of migration on income growth and convergence: Meta-analytic evidence // *Papers in Regional Science*. 2010. 89(3). P. 537–561.
25. *Østbye S. and Westerlund O.* Is Migration Important for Regional Convergence? Comparative Evidence for Norwegian and Swedish Counties, 1980–2000 // *Regional Studies*. 2007. Vol. 41.7. P. 901–915.
26. *Phan D., Coxhead I.* Inter-provincial migration and inequality during Vietnam's transition // *Journal of Development Economics*. 2010. N 91. P. 100–112.
27. *Ramsey F.* A Mathematical Theory of Saving // *Economic Journal*. 38. P. 543–559.

28. *Rappaport J.* (2005). How does labor mobility affect income convergence? // *Journal of Economic Dynamics & Control*. 1928. N 29. P. 567–581.
29. *Tabuchi T., Thisse J.-F.* Taste heterogeneity, labor mobility and economic geography // *Journal of Development Economics*. 2002. N 69. P. 155–177.

### Bibliography

1. *Glushhenko K.P.* Mify o beta-konvergencii // *Zhurnal Novoj jekonomicheskoy associacii*. 2012. № 4(16). P. 27–44.
2. *Krivenko P.A.* Obmen idejami, migracija i jekonomicheskij rost / Preprint WP12/2010/05. Gos. un-t – Vysshaja shkola jekonomiki. M.: GU – VShJe, 2010. 48 p.
3. *Mkrтчjan N.V.* Migracija v Rossii: zapadnyj drejf. Informacionnyj bjulleten' / Centr demografii i jekologii cheloveka INP RAN. M., 2004. № 87.
4. *Arellano M., Bond S.* Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *The Review of Economic Studies*. 1991. Vol. 58, N 2. P. 277–297.
5. *Aydemir A., Borjas G.J.* A Comparative Analysis of the Labor Market Impact of International Migration: Canada, Mexico, and the United States / NBER Working Papers 12327, National Bureau of Economic Research, Inc. 2006.
6. *Barro R.J., Sala-i-Martin X.* Convergence across States and Regions. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1991 (1). P. 107–182.
7. *Blundell R., Bond S.* Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics* 87. 1998 P. 115–143.
8. *Borjas G.J.* Self-Selection and the Earnings of Immigrants // *American Economic Review*. 1987. 77(4). P. 531.
9. *Borjas G.J.* The Labor Demand Curve Is Downward Sloping: Reexamining The Impact Of Immigration On The Labor Market // *The Quarterly Journal of Economics*, MIT Press. 2003. 118(4). P. 1335–1374.
10. *Borjas G.J.* The Labor-Market Impact of High-Skill Immigration // *American Economic Review*. 2005. 95(2). P. 56–60.
11. *Borjas G.J.* The Analytics of the Wage Effect of Immigration / NBER Working Papers 14796, National Bureau of Economic Research, Inc. 2009.
12. *Cass D.* Optimum Growth in an Aggregative Model of Capital Accumulation // *Review of Economic Studies*. 1965. 32. P. 233–240.
13. *Dustmann C., Frattini T., Preston I.* The Effect of Immigration along the Distribution of Wages, CReAM Discussion Paper Series 0803, Centre for Research and Analysis of Migration (CReAM), Department of Economics, University College London. 2008.
14. *Fratesi U., Riggi M.R.* Does migration reduce regional disparities? The role of skill-selective flows. *RURDS*, 2007. Vol. 19. N 1.
15. *Gluschenko K.* Methodologies of analyzing inter-regional income inequality and their applications to Russia. MPRA Paper N 18443. 2009. URL:<http://mpra.ub.uni-muenchen.de/18443/>
16. *Guriev S., Vakulenko E.* Convergence among Russian regions. CEFIR / NES Working Paper. 2012. N 180.
17. *Guriev S., Vakulenko E.* Internal Migration and Interregional Convergence in Russia. Social Science Research Network Working Paper Series. № 2200539. 2013.
18. *Koopmans T.C.* On the Concept of Optimal Economic Growth / *The Econometric Approach to Development Planning*. Amsterdam: North Holland. 1965.
19. *Kukenova M., Monteiro J.-A.* Spatial Dynamic Panel Model and System GMM: A Monte Carlo Investigation, MPRA Paper 13404, University Library of Munich, Germany. 2008.
20. *Krugman P.* Increasing returns and Economic geography // *Journal of Political Economy*. 1991. Vol. 99. N 3.

21. *Larramona G., Sanso M.* Migration dynamics, growth and convergence // *Journal of Economic Dynamics & Control*. 2006. N 30. P. 2261–2279.
22. *Lucas R.* Ideas and Growth / NBER Working Paper N W14133. 2008.
23. *Niebuhr A., Granato N., Haas A., & Hamann S.* Does Labour Mobility Reduce Disparities between Regional Labour Markets in Germany? // *Regional Studies*. 2011. P. 1–18.
24. *Ozgen C., Nijkamp P., Poot J.* The effect of migration on income growth and convergence: Meta-analytic evidence // *Papers in Regional Science*. 2010. 89(3). P. 537–561.
25. *Østbye S. and Westerlund O.* Is Migration Important for Regional Convergence? Comparative Evidence for Norwegian and Swedish Counties, 1980–2000 // *Regional Studies*. 2007. Vol. 41.7, P. 901–915.
26. *Phan D., Coxhead I.* Inter-provincial migration and inequality during Vietnam's transition // *Journal of Development Economics*. 2010. N 91. P. 100–112.
27. *Ramsey F.* A Mathematical Theory of Saving // *Economic Journal*. 38. P. 543–559.
28. *Rappaport J.* (2005). How does labor mobility affect income convergence? // *Journal of Economic Dynamics & Control*. 1928. N 29. P. 567–581.
29. *Tabuchi T., Thisse J.-F.* Taste heterogeneity, labor mobility and economic geography // *Journal of Development Economics*. 2002. N 69. P. 155–177.

## Приложение

Таблица 4

### Эмпирические исследования взаимосвязи миграции и межрегиональной сходимости

Авторы	Страна/период	Влияние на конвергенцию	Показатель
1	2	3	4
Persson (1994)	Швеция (1906–1990)	+	Среднедушевые доходы
Raymond, García (1996)	Испания (60s–80s)	+	Доходы
Cashin, Sahay (1996)	Индия (1961–1991)	Слабая +	Среднедушевые доходы
Луговой и др. (2006)	Россия (1998–2004)	+	ВВП на душу
Maza (2006)	Испания (1995–2002)	+	ВВП на душу
Østbye, Westerlund (2007)	Швеция (1980–2000)	+	ВВП на душу
Kırdar, Saraçoğlu (2008)	Турция (1975–2000)	Сильная +	Доходы
Hierro, Maza (2010)	Испания (1996–2005)	Слабая +	Доходы
Barro, Sala-i Martin (1992, 2004)	США (1880–1982) Япония (1930–1987)	Нет	Среднедушевые доходы
Cardenas, Ponton (1995)	Колумбия (1960–1989)	Нет	Доходы
Gezici, Hewings (2004)	Turkey (1987–1997)	Нет	ВВП на душу
Soto, Torche (2004)	Чили (1975–2000)	Нет	Доходы Уровень производительности
Toya, Hosono, Makino T. (2004)	Филиппины (1980–2000)	Нет	ВВП на душу
Roses, Sanchez-Alonso (2004)	Испания (1850–1930)	Нет (слабая + зарплат в городе)	Зарплата
Čadil, Kaderabkova (2006)	Чехия (1995–2004)	Нет	ВВП на душу Номинальные заработные платы
Wolszczak-Derlacz (2009a)	ЕС (27) (1990–2007)	Нет	ВВП на душу
Rattsø and Stokke (2010)	Норвегия (1972–2003)	Нет	Среднедушевые доходы
Shioji (2001)	Япония (1960–1990)	Слабая –	Среднедушевые доходы
Peeters(2008)	Бельгия (1991–2000)	– (селективная миграция)	Среднедушевые доходы
Østbye, Westerlund (2007)	Норвегия (1980–2000)	–	ВВП на душу
Etzo (2008)	Италия (1983–2002)	– Различные эффекты оттока и притока мигрантов	ВВП на душу
Araghi, Rahmani (2011)	Иран (2000–2006)	–	ВВП на душу
Basile, Girardi, Mantuano (2012)	Италия (1995–2006)	–	Безработица
Nakamura (2008)	Япония (1955–2005)	+ 1970–1975 1989–1994 – дивергенция	ВВП на душу
Wolszczak-Derlacz (2009b)	Польша (1995–2006)	Нет (внутренняя) – (международный отток)	ВВП на душу

Окончание табл. 4

1	2	3	4
Phan, Coxhead (2010)	Вьетнам (1999–2002)	+ и –	Среднедушевые доходы
Niebuhr et al (2011)	Германия (1995–2005)	+ Нет	Безработица Зарботная плата
Bunea (2011)	Румыния (2004–2009)	Нет Слабая +	ВВП на душу Безработица
Capasso, Carillo, De Siano (2011)	Италия (1964–2002)	– (высококвалифицированные) + (низкоквалифицированные)	ВВП на душу
Huber, Tondl (2012)	ЕС (27) (2000–2007)	Нет (Безработица) – ВВП на душу – производительность	Безработица ВВП на душу Производительность

Примечание: Знак «+» – миграция способствует ускорению конвергенции, знак «–» – миграция приводит к снижению скорости конвергенции. Источник: исследование автора.

Таблица 5

## Описательные статистики переменных

Переменные	Описание	Временной период	Число наблюдений	Среднее	Ст. откл.	Минимум	Максимум
1	2	3	4	5	6	7	8
Отток мигрантов	Число выбывших мигрантов на 1000 населения	1995–2010	1248	8,89	7,48	2,40	101,92
Приток мигрантов	Число прибывших на 1000 населения	1995–2010	1248	7,01	3,41	1,98	26,76
Коэффициент внутренней миграции	Чистый миграционный прирост (внутренняя миграция) на 1000 населения	1995–2010	1248	–1,88	5,98	–80,61	8,24
Коэффициент внешней миграции	Чистый миграционный прирост (внешняя миграция) на 1000 населения	1997–2010	1092	–0,76	6,02	–65,32	13,68
Доля сельскохозяйственных работников	Численность сельскохозяйственных работников по отношению к численности занятых	2005–2010	468	0,12	0,06	0,00	0,28
Доля работников в добывающей промышленности	Численность работников добывающей промышленности по отношению к численности занятых	2005–2010	468	0,02	0,03	0,00	0,17
Доля работников в образовании	Численность работников, занятых в образовании, по отношению к численности занятых	2005–2010	468	0,10	0,02	0,06	0,23

Окончание табл. 5

1	2	3	4	5	6	7	8
Доля работников в здравоохранении	Численность работников, занятых в здравоохранении, по отношению к численности занятых	2005–2010	468	0,07	0,01	0,05	0,17
Коэффициент миграции	Чистый миграционный прирост на 1000 населения	1997–2010	1092	–2,64	11,26	–120,11	19,49
Трансферты	Дотации на выравнивание бюджетной обеспеченности из фонда финансовой поддержки регионов на душу населения в логарифмах	2000–2010	708	745	1,33	–3,51	10,78
Инвестиции	Инвестиции в основной капитал на душу населения	1995–2010	1246	9,11	1,38	5,73	12,82

Таблица 6

**Результаты для заработной платы, среднедушевых доходов и уровней безработицы 1995–2010 гг.**

Переменные	Зарплата	Зарплата с пространственными эффектами	Доходы	Доходы с пространственными эффектами	Уровень безработицы	Уровень безработицы с пространственными эффектами
1	2	3	4	5	6	7
$Y(t-1)$	0,758*** (0,071)	0,831 (1,349)	0,781*** (0,089)	0,807*** (0,076)	0,314*** (0,065)	0,283 (1,449)
$W*Y$ (пространственный лаг)		0,406 (19,867)		–0,159 (0,507)		1,075 (21,079)
Отток мигрантов ( $t-1$ )	0,013** (0,005)	0,013 (0,145)	0,009* (0,006)	0,004 (0,008)	0,007 (0,023)	0,009 (0,455)
Приток мигрантов ( $t-1$ )	–0,009* (0,005)	–0,008 (0,235)	–0,004 (0,008)	–0,003 (0,010)	–0,020 (0,026)	–0,036 (0,380)
Коэффициент миграции (внешняя) ( $t-1$ )	0,003 (0,003)	0,005 (0,129)	–0,001 (0,005)	–0,006 (0,008)	0,009 (0,019)	0,006 (0,069)
Временные эффекты	Да	Да	Да	Да	Да	Да
Темп роста населения	–0,454* (0,274)	–0,505 (15,820)	–1,216*** (0,182)	–1,425*** (0,270)	–1,011 (1,215)	–1,450 (32,706)
Доля молодых (log)	–0,104 (0,253)	0,092 (2,954)	–0,065 (0,279)	–0,213 (0,303)	0,929 (0,678)	0,946 (10,883)

Окончание табл. 6

1	2	3	4	5	6	7
Доля пожилых (log)	-0,206	0,034	0,125	0,020	-0,427	0,069
	(0,213)	(3,064)	(0,140)	(0,168)	(0,488)	(6,369)
Численность студентов (log)	0,038	0,012	-0,084*	-0,046	-0,069	-0,110
	(0,034)	(0,102)	(0,050)	(0,056)	(0,120)	(3,060)
Младенческая смертность (log)	-0,039	-0,050	0,010	0,020	0,064	0,003
	(0,033)	(0,392)	(0,027)	(0,036)	(0,087)	(0,941)
Трансферты (log)			-0,006	-0,006		
			(0,010)	(0,010)		
Инвестиции (log)			0,020	0,017		
			(0,019)	(0,022)		
Константа	1,367	-0,168	0,757	1,845	1,058	-2,535
	(1,480)	(7,316)	(1,146)	(1,651)	(3,469)	(36,085)
Наблюдения	1,001	1,001	695	695	1,001	1,001
Число регионов	77	77	73	73	77	77

*Примечание.* Здесь и в последующих таблицах данного раздела: \*\*\* \*\* \* — значимость на уровне 1, 5, 10 % соответственно. В скобках приведены робастные стандартные отклонения коэффициентов. Y – заработная плата, среднедушевые доходы и уровень безработицы соответственно для последующих столбцов.

Таблица 7

## Результаты для периода 2005–2010 гг.

Переменные	Зарботная плата		Среднедушевые доходы		Уровень безработицы
	Асимметричное влияние	Миграция (внутренняя и внешняя)	Асимметричное влияние	Миграция (внутренняя и внешняя)	Асимметричное влияние
1	2	3	4	5	6
$Y(t-1)$	0,562***	0,715***	0,658***	0,643***	0,228**
	(0,143)	(0,136)	(0,190)	(0,177)	(0,092)
$W*Y$ (пространственный лаг)	0,838*	0,637*			1,022***
	(0,503)	(0,376)			(0,292)
Отток мигрантов ( $t-1$ )	0,008**		0,008*		-0,001
	(0,004)		(0,005)		(0,011)
Приток мигрантов ( $t-1$ )	0,002		-0,007		-0,014
	(0,004)		(0,009)		(0,027)
Коэффициент миграции ( $t-1$ )		-0,002**		-0,004**	
		(0,001)		(0,002)	
Трансферты (log)			0,008	0,011	
			(0,015)	(0,016)	
Инвестиции (log)			0,003	0,011	
			(0,037)	(0,032)	

Окончание табл. 7

1	2	3	4	5	6
Временные эффекты	Да	Да	Да	Да	Да
Темп роста населения	-0,336*	-0,332*	-0,915**	-0,971**	-1,553
	(0,194)	(0,189)	(0,378)	(0,380)	(0,967)
Младенческая смертность (log)	-0,040	-0,040	-0,007	-0,010	0,032
	(0,029)	(0,031)	(0,053)	(0,054)	(0,091)
Доля сельскохозяйственных работников	0,067	0,102	-0,014	-0,112	-1,243*
	(0,162)	(0,121)	(0,261)	(0,281)	(0,721)
Доля работников в добывающей промышленности	0,789	1,410	-1,362	-1,856	-0,496
	(1,105)	(0,925)	(2,501)	(2,246)	(2,525)
Доля работников в образовании	-1,219**	-0,905*	-2,354**	-2,388**	6,824**
	(0,610)	(0,498)	(1,110)	(1,106)	(3,122)
Доля работников в здравоохранении	-0,506	-0,111	-0,577	-0,695	7,163
	(0,924)	(0,957)	(1,462)	(1,375)	(5,017)
Константа	0,155	0,197	1,427***	1,434***	0,196
	(0,514)	(0,420)	(0,455)	(0,452)	(1,194)
Наблюдения	468	468	389	389	468
Число регионов	78	78	71	71	78
AR(2)	0,6467	0,6777	0,2052	0,2370	0,2406
Тест Саргана, p-value	0,0837	0,0592	0,0456	0,0527	0,2817

Примечание. Y – заработная плата, среднедушевые доходы и уровень безработицы соответственно для последующих столбцов.