

А. В. Кабачек¹

аспирант кафедры статистики и эконометрики Санкт-Петербургского государственного университета экономики и финансов

ВЫЯВЛЕНИЕ КАНАЛОВ КОНВЕРГЕНЦИИ РОССИЙСКИХ РЕГИОНОВ²

Введение

Проблемы регионального неравенства и выявления факторов, снижающих дифференциацию регионов, являются актуальными задачами современного этапа экономического развития России. Применение концепции конвергенции в изучении дифференциации российских регионов приобретает все большую популярность. Среди множества исследований по региональной конвергенции в России появились работы, посвященные декомпозиции экономического роста российских регионов. Так, например, в исследовании (2005) проведен анализ факторов, определяющих различия в степени и темпах экономического роста регионов, а в статье А. А. Иодчина (Иодчин, 2007) осуществлена декомпозиция β -конвергенции для ВРП на одного занятого по отраслям экономики.

Проблема регионального неравенства может рассматриваться в контексте проводимых эмпирических исследований по экономическому росту, в которых делаются попытки понять, за счет чего богатые экономики обеспечивают большие уровни дохода, связано ли это с тем, что они используют большие объемы физического и человеческого капитала, или с тем, что они применяют лучшие технологии и более эффективно используют ресурсы. Так, например, в работах П. Кленоу и А. Родригез-Клеэ (Klenow, Rodriguez-Clare, 1997), Р. Холла и Ч. Джонса (Hall, Jones, 1999), а также Ф. Каселли (Casselli, 2005) показано, что технологические различия являются главными причинами неравных уровней развития среди стран, тогда как менее половины различий в развитии могут быть объяснены различными уровнями накопления физического или человеческого капитала.

Вопрос, которому исследователи уделяли намного меньше внимания, состоит в том, определяется ли уровень развития стран факторами накопления капитала или технологическими факторами. Другими словами, происходит ли у бедных стран накопление физического и человеческого капитала более быстрыми темпами, чем у богатых стран, и имеет ли место тенденция межстрановой диффузии технических знаний, или же бедные страны используют устаревшие знания в течение длительного времени.

¹ Эл. адрес: kabalevic@yandex.ru

² Эта работа выполнена при поддержке РФФИ, грант №11-06-00410.

В соответствии со стандартными теориями роста, наименее развитые экономики растут быстрее, чем богатые экономики, вследствие двух фундаментальных причин:

1) из-за убывающей (уменьшающейся) отдачи от капитала бедные страны, которые имеют меньший вклад капитала, накапливают больший физический или человеческий капитал, и вдобавок капиталы имеют тенденцию притекать по направлению к тем экономикам, для которых характерна более высокая отдача (неоклассическая конвергенция, или «углубление капитала»);

2) бедные страны могут принять технологии и знания, распространенные в более продвинутых странах, – технологическое заимствование (*technological catch-up*).

При попытке эмпирическим путем отделить технологический прогресс от углубления капитала возникают определенные трудности. Действительно, в регрессионных моделях экономического роста использование первоначального уровня выпуска в качестве объясняющей переменной нередко интерпретируется как прокси-переменная для вклада капитала и как прокси-переменная для уровня технологической эффективности экономики. Поэтому не совсем понятно, в какой мере наблюдаемая конвергенция происходит благодаря диффузии технологий и в какой мере конвергенция происходит из-за углубления капитала менее развитых стран (А. Бернارد и Ч. Джонс; Bernard, Jones, 1996). В работе С. Дорвика и Д. Нгуена (Dorwick, Nguen, 1989) этот аспект изучался для стран ОЭСР, и было установлено, что имеет место сильный процесс конвергенции общих факторов производительности. В работе Е. Вольфа (Wolf, 1991) также была установлена конвергенция общих факторов производительности среди стран «большой семерки». В. Вонг (Wong, 2007) предложил новый метод изучения этих аспектов на основе декомпозиции темпов экономического роста, обнаружив, что рост общих факторов производительности является доминирующим фактором конвергенции стран.

В данной работе делается попытка идентифицировать каналы межрегиональной конвергенции в России и исследовать, происходит ли в последнее время конвергенция российских регионов из-за накопления физического капитала, накопления человеческого капитала или благодаря технологическому заимствованию.

Методика определения каналов конвергенции

Методология Вонга основана на комбинации регрессий анализа учета роста и конвергенции и позволяет отдельно оценить вклады физического капитала, человеческого капитала и технологий в процесс конвергенции.

Для описания производственного процесса в каждом регионе будем использовать производственную функцию Кобба – Дугласа с постоянной отдачей от масштаба в той форме, которая использовалась в работе Р. Холла и Ч. Джонса (Hall, Jones, 1999):

$$Y = K^{\alpha} (AhL)^{1-\alpha}, \quad (1)$$

где Y – совокупный уровень выпуска; K – физический капитал; h – человеческий капитал на одного работника; L – число работников; A – мера технологической эффективности или общей производительности факторов (*total factor productivity*, TFP); α – эластичность выпуска по капиталу, равная доле капитала в доходе.

Разделив обе части (1) на $Y^{\alpha} L$ и сделав перестановку, получим:

$$\frac{Y}{L} = \left(\frac{K}{L}\right)^{1-\alpha} Ah. \quad (2)$$

Прологарифмировав правую и левую части уравнения (2) и взяв производные по времени, получим:

$$g\left(\frac{Y}{L}\right) = \frac{\alpha}{1-\alpha} g\left(\frac{K}{L}\right) + g(h) + g(A) = g(k) + g(h) + g(A), \quad (3)$$

где $g(h) = \partial \ln(h) / \partial t$ – темп роста человеческого капитала; $g(A) = \partial \ln(A) / \partial t$ обозначает темп роста общей производительности факторов. Определим

$g(k) = \frac{\alpha}{1-\alpha} g\left(\frac{K}{L}\right)$ как темп роста физического капитала.

Эконометрический подход для проверки гипотезы о конвергенции, впервые предложенный У. Баумодем (Baumol, 1986), предусматривает построение регрессии темпа роста выпуска на одного работника на константу и логарифм первоначального уровня выпуска на одного работника:

$$g\left(\frac{Y}{L}\right) = c + \beta h\left(\frac{Y}{L}\right)_{t_0}. \quad (4)$$

Оценка статистической значимости параметра $\beta < 0$ подразумевает, что гипотеза о конвергенции не отвергается, т. е. бедные регионы будут характеризоваться более высокими темпами экономического роста, чем богатые регионы. Этот результат известен как абсолютная β -конвергенция, так как предполагается, что регионы сходятся к одному и тому же устойчивому состоянию. Введя в уравнение (4) дополнительные переменные, которые выступают в роли прокси-переменных для различных уровней устойчивых состояний экономик, можно анализировать существование условной β -конвергенции.

В. Вонг показал, что так как темп роста $g\left(\frac{Y}{L}\right)$ в левой части уравнения (4) в соответствии с уравнением (3) тождественно равен сумме трех компонентов $g(k)$, $g(h)$, $g(A)$, то можно построить отдельные уравнения регрессии для проверки гипотезы о конвергенции для каждого из этих трех компонентов, т. е.

$$g(k) = c_k + \beta_k h\left(\frac{Y}{L}\right)_{t_0}, \quad (5)$$

$$g(h) = c_h + \beta_h h\left(\frac{Y}{L}\right)_{t_0}, \quad (6)$$

$$g(A) = c_A + \beta_A h\left(\frac{Y}{L}\right)_{t_0}. \quad (7)$$

Используя оценки МНК для коэффициентов регрессии β_k , β_h и β_A , можно показать, что их сумма равна коэффициенту β в уравнении (4), т. е. $\beta \equiv \beta_k + \beta_h + \beta_A$. Действительно, оценка коэффициента β в уравнении (4), полученная при помощи МНК, будет иметь следующий вид:

$$\beta = \frac{\text{cov}(g(y); \ln(y_{t_0}))}{\text{Var}(\ln(y_{t_0}))} = \frac{\text{cov}(g(k) + g(h) + g(A); \ln(y_{t_0}))}{\text{Var}(\ln(y_{t_0}))} = \frac{\text{cov}(g(k); \ln(y_{t_0}))}{\text{Var}(\ln(y_{t_0}))} + \frac{\text{cov}(g(h); \ln(y_{t_0}))}{\text{Var}(\ln(y_{t_0}))} + \frac{\text{cov}(g(A); \ln(y_{t_0}))}{\text{Var}(\ln(y_{t_0}))} = \beta_k + \beta_h + \beta_A, \quad (8)$$

где $y = Y/L$ – совокупный уровень выпуска на одного работника; $\text{cov}(g(y); \ln(y_{t_0}))$ – ковариация между $g(y)$ и $\ln(y_{t_0})$; $\text{Var}(\ln(y_{t_0}))$ – дисперсия $\ln(y_{t_0})$; $g(y) = g(k) + g(h) + g(A)$.

Таким образом, для определенного значения β , подразумевающего абсолютную или условную конвергенцию, соответствующие величины β_j -коэффициентов будут характеризовать вклад каждого канала в конвергенцию региона, т. е. β_k можно интерпретировать как вклад накопления физического капитала в конвергенцию, β_h – как вклад человеческого капитала, β_A – как вклад технологического обновления.

Описание данных

Рассмотренный выше метод определения каналов конвергенции был апробирован для российских регионов на основе данных Росстата за 1997–2008 гг. Этот период был выбран с учетом доступности данных, необходимых для модели. Выборка включает 79 регионов, т. е. все субъекты РФ за исключением автономных округов и Чеченской Республики, данные по которым отсутствуют. Нижняя граница временного интервала объясняется тем, что информация о реальном росте ВРП доступна лишь с 1997 г.

В качестве совокупного уровня выпуска (Y) использовался индекс физического объема валового регионального продукта. Этот индекс представляет собой темп роста валового регионального продукта в сопоставимых ценах к предыдущему году в процентах.

Объем физического капитала (K) определялся на основе метода непрерывного учета капитала (*perpetual inventory methode*), и для этого использовались данные по инвестициям в основной капитал:

$$K_{t+1} = (1 - \delta)K_t + I_t, \quad (9)$$

где K – основной капитал в момент времени; t , δ – норма амортизации. Норма амортизации была установлена как 0,04. Первоначальный капитал по каждому региону в 1996 г. определялся как $K_{1996} = I_{1996} / (n + g + \delta)$, где n и g представляют средний рост соответственно для численности занятого населения и производительности.

Для измерения человеческого капитала (h) был выбран показатель, отражающий уровень образования индивидов – среднее число лет обучения занятых в экономике. Для его расчета использовались данные о составе занятого населения по уровню образования. При этом выделяются следующие уровни образования: высшее профессиональное, неполное высшее профессиональное, среднее профессиональное, начальное профессиональное и среднее полное (общее), основное (общее) и отсутствие основного общего. До 1997 г. данные о лицах, имеющих начальное профессиональное образование, отсутствуют, так как их учет производился по соответствующему уровню общего образования. Это обстоятельство также повлияло на выбор границ исследуемого периода – с 1997 по 2008 г.

Для каждого из перечисленных уровней образования можно указать среднее число лет обучения, необходимое для достижения этого образовательного уров-

ня: высшее профессиональное образование (16 лет), неполное высшее профессиональное образование (14 лет), среднее профессиональное образование (13,5 лет), начальное профессиональное образование (12 лет), среднее полное (общее) образование (11 лет) и основное (общее) образование (9 лет). Указанные значения среднего числа лет обучения, необходимого для достижения соответствующего образовательного уровня, в некоторой степени искажают реальное время, затрачиваемое на обучение. Так, например, делается определенное предположение о том, что начальное общее образование является базовым и само по себе не оказывает значительного влияния на эффективность труда, поэтому образовательный ценз для лиц, не имеющих основного общего образования, принят за нулевой уровень. Несмотря на нереалистичность предположения, этим фактором можно пренебречь, поскольку влияние этой группы на средний уровень образования занятого населения незначительно. Так, например, в 2008 г. доля занятых в экономике, не имеющих основного общего образования, для большинства регионов не превышает 1,3% (исключение составляют только Республика Мордовия – 2,2% и Республика Дагестан – 2%). Уровень неполного высшего профессионального образования был оценен в среднем как три года обучения после получения среднего полного образования. К этой группе относятся работающие студенты, при этом, как правило, большая часть студентов устраивается на постоянную работу начиная с третьего-четвертого курса обучения в вузе. Было сделано предположение, что в среднем необходимо потратить 16 лет обучения для получения высшего профессионального образования. При этом считалось, что обучение в вузе занимает в среднем 5 лет (5 лет – при обучении по программе специалиста, 4 года – при обучении по программе бакалавра, 6 лет – при обучении по магистерской программе). Также необходимо отметить, что в расчетах не учитывался такой уровень образования, как последипломное образование (аспирантура). Однако долю лиц, занятых в экономике и имеющих степень кандидата наук, можно считать небольшой.

Зная распределение численности занятых в экономике по уровню образования, можно рассчитать среднее число лет обучения s :

$$s = \sum_c n_c X_c, \quad (10)$$

где n_c – доля занятых, имеющих уровень образования c ; X_c – число лет обучения, необходимых для достижения уровня образования c .

При расчете человеческого капитала на основе среднего числа лет обучения обычно делается предположение о том, что имеет место снижающаяся отдача от образования, т. е. каждый дополнительный год образования будет вносить меньший вклад в человеческий капитал.

Человеческий капитал будем определять в соответствии с функцией Дж. Минцера (Mincer, 1974):

$$h = e^{\phi(s)}, \quad (11)$$

где s – среднее число лет обучения; $\phi(s)$ – функция, описывающая изменение эффективности труда в зависимости от числа лет обучения, при этом $\phi'(s)$ – норма отдачи от каждого года образования. Можно предположить, что норма отдачи на образование на рынке труда является постоянной. Пусть $\phi(s)$ – функция, линейная по s , которая имеет вид $\phi(s) = rs$, где r – норма отдачи от образования.

Дж. Псачаропулусом и Г. Патриносом (Psacharopoulos, Patrinos, 2004) был сделан обзор работ, посвященных оценке нормы отдачи от образования для целого ряда стран, в соответствии с которыми норма отдачи от образования для различных стран колеблется от 2 до 17%, причем для развитых стран этот пока-

затель ниже, чем для развивающихся. В работе В. Д. Нестеровой и К. З. Сабирьяновой (Nesterova, Sabirianova, 1998) оценивалась норма отдачи от образования для России на основе данных Российского мониторинга экономического положения и здоровья населения (РМЭЗ) отдельно для 1995 и 1996 г. Значение нормы отдачи от образования составило 7,5% в 1995 г. и 7,2% в 1996 г., когда в оцениваемом уравнении в качестве зависимой переменной рассматривался логарифм ежемесячных совокупных заработков, и 6,4% в 1995 г. и 6,5% в 1996 г., когда в качестве зависимой переменной выступал логарифм почасовой ставки заработной платы. Эти значения близки к средней норме отдачи на образование в странах ОЭСР, равной 6,8%. Однако в работе Нестеровой и Сабирьяновой не учитывалась панельная структура данных РМЭЗ, которая может позволить более точно оценить норму отдачи на образование.

Для определения нормы отдачи на образование в России будем использовать панельные данные РМЭЗ. База данных РМЭЗ представляет собой результаты двух панельных опросов нескольких тысяч человек за 1992–1993 гг. (районы 1–4) и 1994–2008 гг. (районы 5–17). Часть данных РМЭЗ находится в закрытом доступе, но результаты нескольких районов размещаются в свободном доступе в Интернете¹. Информация, собранная в РМЭЗ, касается размеров, источников, структуры доходов и расходов домохозяйств, занятости, распределения времени, уровня образования, состояния здоровья и других характеристик (всего свыше 500 переменных).

В нашем случае используются данные только трех районов: 7–9 районы, проводившихся в 1996–2000 гг., в ходе которых были обследованы одни и те же домашние хозяйства. Опрос 7-го района РМЭЗ приходился на конец 1996 г., т. е. можно предположить, что данные этого опроса будут отражать ситуацию на начало 1997 г., что соответствует исследуемому нами периоду. Численность опрошенных респондентов отличалась по районам. Так, в 7, 8 и 9 районах было опрошено 8342, 8699 и 9074 взрослых респондентов соответственно. Из этой совокупности данных первоначально были выбраны те респонденты, которые принимали участие во всех трех рассматриваемых районах РМЭЗ, с 7-го по 9-й. При этом 10-й и последующий районы опроса РМЭЗ не рассматривались, поскольку было установлено, что данные этих опросов нерепрезентативны относительно уровней образования респондентов. Так, например, в 13-м районе всего лишь несколько человек из 10 670 опрошенных имеют высшее профессиональное образование, тогда как доля населения с высшим профессиональным образованием в России составляет около 30%. Поэтому норма отдачи от образования оценивалась только на основе данных 7–9 районов.

Поскольку основное внимание в нашем случае сосредоточено на изучении характеристик занятого населения, то в дальнейшую выборку были включены респонденты, имевшие работу и действительно получавшие в течение последнего месяца заработную плату по основному месту работы. Для того чтобы оценить уравнения заработной платы, из выборки, объединяющей занятых, были исключены те, у кого не было полного набора переменных, необходимых для дальнейшего исследования. Данные 7–9 районов, объединенные по респондентам, были проверены на то, согласуются ли характеристики респондентов, заявленные ими в предыдущих районах, с их собственными характеристиками, объявленными в последующих районах. Респонденты, у которых были выявлены противоречивые данные по основным индивидуальным характеристикам, таким как возраст, пол, уровень образования, были также исключены из выборки. В результате в итоговой выборке было оставлено 870 респондентов, имеющих работу.

¹ <http://www.cpc.unc.edu/projects/rfms>

Норма отдачи от инвестиций в человеческий капитал оценивалась на базе стандартного уравнения заработной платы Дж. Минцера:

$$\ln W_{it} = \beta_0 + \beta_1 SCH_{it} + \beta_2 EXP_{it} + \beta_3 EXP_{it}^2 + \sum_m \beta_m Q_{m,it} + \varepsilon_{it}, \quad (12)$$

где $\ln W_{it}$ – логарифм почасовой заработной платы; SCH_{it} – число лет обучения, скорректированных по достигнутому уровню образования; EXP_{it} – опыт работы индивида на рынке труда (в годах); $Q_{m,it}$ – контрольные переменные, включенные в модель.

Коэффициент β_1 при переменной SCH представляет собой оценку нормы отдачи от инвестиций в образование, которая предполагается постоянной в данной модели. Выпуклость наблюдаемых профилей заработной платы выражается через квадратичную форму профессионального опыта. В этом случае коэффициенты β_2 и β_3 при переменных EXP и EXP^2 имеют положительный и отрицательный знак соответственно.

Следует отметить, что в 1996–2000 гг. в России, стране с переходной экономикой, заработная плата часто выплачивалась в неденежной форме, к тому же был высокий уровень инфляции. В этих условиях рассматривались заработки, полученные по основному месту работы в течение последних 30 дней перед опросом, и при этом они были скорректированы и приведены к сопоставимому виду при помощи соответствующих индексов цен.

В качестве контрольных переменных в модель были включены следующие фиктивные переменные:

- 1) пол индивида: 1 – мужской; 0 – женский (GEN);
- 2) принадлежность места работы индивида к частному бизнесу: 1 – владельцами предприятия являются российские частные фирмы, российские частные лица или коллектив предприятия; 0 – в противном случае (RUS);
- 3) наличие профессиональной квалификации: 1 – неквалифицированные рабочие; 0 – в противном случае ($UNSKILL$);
- 4) региональные переменные: 1 – если индивид принадлежит соответствующему региону; 0 – в противном случае.

В данных РМЭЗ использовалось территориальное деление России на следующие восемь районов: города-мегаполисы (Москва и Санкт-Петербург), Северный и Северо-Западный район (NW), Центральный и Центрально-Черноземный район ($CENTR$), Волго-Вятский и Поволжский район (VOL), Северный Кавказ ($CAUCAS$), Урал ($URAL$), Западная Сибирь ($WESTSIB$), Восточная Сибирь и Дальний Восток ($FAREAST$). За базу сравнения приняты города-мегаполисы Москва и Санкт-Петербург, и коэффициенты при региональных фиктивных переменных будут показывать, насколько средний логарифм почасовой заработной платы соответствующего региона отличается от среднего логарифма почасовой заработной платы для Москвы и Санкт-Петербурга.

Таким образом, в модели присутствуют фиктивные переменные по половому признаку, принадлежности к частному бизнесу, наличию профессиональной квалификации и принадлежности к определенному региону.

Объединенная модель индивидуальной заработной платы будет иметь следующий вид:

$$\begin{aligned} \ln W_{it} = & \beta_0 + \beta_1 SCH_{it} + \beta_2 EXP_{it} + \beta_3 EXP_{it}^2 + \beta_4 GEN_{it} + \beta_5 RUS_{it} + \\ & + \beta_6 UNSKILL_{it} + \beta_7 NW + \beta_8 CENTR + \beta_9 VOL + \beta_{10} CAUCAS + \\ & + \beta_{11} URAL + \beta_{12} WESTSIB + \beta_{13} FAREAST + \varepsilon_{it}, \end{aligned} \quad (13)$$

где $i = 1, \dots, 870$ и $t = 1, 2, 3$. Уравнение регрессии объединенной модели содержит 13 регрессоров и будет оцениваться на основе данных 2610 наблюдений.

Было установлено, что в модели присутствуют временные фиксированные эффекты, и поэтому в модель (11) были введены две временные фиктивные переменные – для 8-го раунда ($ROUND_8$) и для 9-го раунда ($ROUND_9$) опросов РМЭЗ.

Для уравнения индивидуальной почасовой заработной платы (13) были найдены различные оценки β -коэффициентов (межгрупповые оценки, МНК-оценки объединенной модели, оценки с индивидуальными фиксированными эффектами и оценки с индивидуальными случайными эффектами). Результаты оценивания этих моделей представлены в табл. 1.

Таблица 1

Результаты оценивания уравнения заработной платы*

Зависимая переменная: LN_W			
Переменная модели	Оценка с фиксированными эффектами	МНК-оценка	Оценка со случайными эффектами
<i>константа</i>	–	1,5507 (0,1240)	1,5468 (0,1607)
<i>SCH</i>	–	0,0811 (0,0070)	0,0813 (0,0093)
<i>EXP</i>	0,1439 (0,1819)	0,0202 (0,0057)	0,0219 (0,0073)
<i>EXP_2</i>	–0,0008 (0,0004)	–0,0005 (0,0001)	–0,0005 (0,0001)
<i>GEN</i>	–	0,3158 (0,0332)	0,3202 (0,0443)
<i>RUS</i>	0,1220 (0,0475)	0,2562 (0,0351)	0,2044 (0,0367)
<i>UNSKILL</i>	–0,1411 (0,1015)	–0,2652 (0,0603)	–0,2313 (0,0677)
<i>NW</i>	–	–0,3840 (0,0765)	–0,3898 (0,1021)
<i>CENTR</i>	–	–0,6390 (0,0627)	–0,6405 (0,0836)
<i>VOL</i>	–	–0,7286 (0,0654)	–0,7341 (0,0870)
<i>CAUCAS</i>	–	–0,8670 (0,0796)	–0,8706 (0,1061)
<i>URAL</i>	–	–0,4397 (0,0644)	–0,4430 (0,0858)
<i>WESTSIB</i>	–	–0,2546 (0,0782)	–0,2641 (0,1041)
<i>FAREAST</i>	–	–0,5041 (0,0816)	–0,5027 (0,1088)

Окончание таблицы 1

Зависимая переменная: LN_W			
Переменная модели	Оценка с фиксированными эффектами	МНК-оценка	Оценка со случайными эффектами
$ROUND_8$	-0,5440 (0,3624)	-0,3251 (0,0394)	-0,3250 (0,0311)
$ROUND_9$	-0,5575 (0,7213)	-0,1267 (0,0398)	-0,1248 (0,0320)
Общий R^2	0,0001	0,1830	0,1822

* В скобках указаны стандартные ошибки.

Все оцененные уравнения регрессии оказались в целом статистически значимыми на 1-процентном уровне значимости. В результате проведения ряда тестов (тест Чоу, тест множителей Лагранжа Бройша – Пагана и тест Хаусмана) было установлено, что в модели присутствуют индивидуальные эффекты, которые не коррелируют с регрессорами, и что наилучшими оценками β -коэффициентов являются оценки с индивидуальными случайными эффектами.

Уравнение регрессии с временными фиксированными эффектами и индивидуальными случайными эффектами в целом является статистически значимым на 1-процентном уровне значимости; внутригрупповой $R^2 = 0,0667$, межгрупповой $R^2 = 0,2475$ и общий $R^2 = 0,1822$. Все коэффициенты в уравнении регрессии оказались статистически значимыми на 5-процентном уровне значимости, кроме коэффициента при фиктивной переменной для Восточно-Сибирского региона, которая оказалась статистически значимой на 10-процентном уровне значимости.

Оценка коэффициента β_1 при переменной числа лет обучения, скорректированных по достигнутому уровню образования, составила 0,0813. Таким обра-

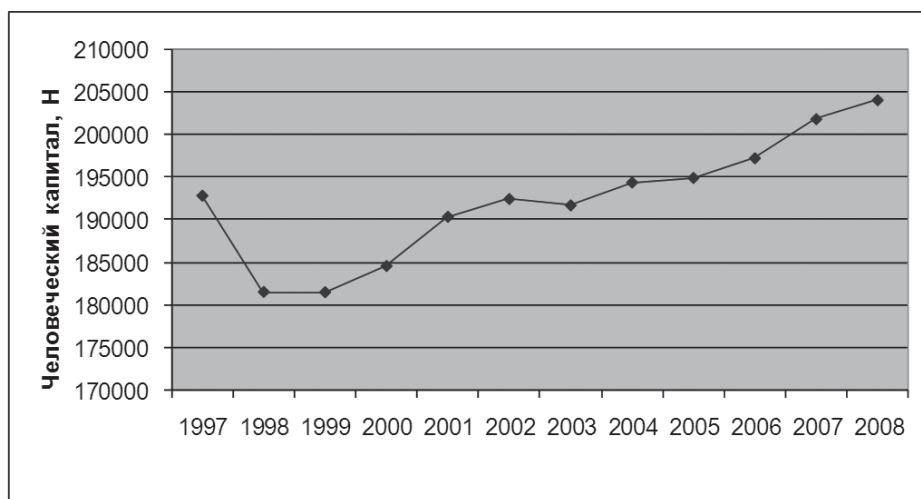


Рис. 1. Человеческий капитал в России в 1997–2008 гг.

зом, оценка нормы отдачи от образования (r) будет 8,13%. Тогда в соответствии с формулой (11) человеческий капитал будет определяться как $H = hL = e^{0,0813s} L$. На основе этой формулы и официальных данных Росстата по субъектам РФ за 1997–2008 гг. нами был рассчитан человеческий капитал для регионов России. С 1997 по 1999 г. в целом по России происходило сокращение человеческого капитала, а затем с 2000 по 2008 г. он постепенно увеличивался, т. е. происходило его накопление (рис. 1).

Доля труда в доходе определялась как средняя доля официальной оплаты труда наемных работников в валовом внутреннем продукте за период 1997–2008 гг. Доля капитала в доходе была найдена путем вычитания из единицы доли труда в доходе. Мера технологической эффективности (A) определялась как остаток Солоу. Темпы роста вычислялись как разность логарифмов соответствующих переменных.

Идентификация каналов межрегиональной конвергенции в России

Результаты эконометрической оценки уравнений (4) и (5), (6) и (7) приведены в табл. 2:

Таблица 2

Каналы абсолютной конвергенции. МНК-оценки

	Зависимые переменные: темпы роста (1997–2008)			
	выпуска на одного работника	физического капитала	человеческого капитала	TFP
$\ln\left(\frac{Y}{L}\right)_{1997}$	-0,1464*** (0,0461)	0,3517** (0,1482)	-0,0140** (0,0057)	-0,4837*** (0,1530)
Constant	0,9730*** (0,1463)	-0,6778 (0,4702)	0,09071*** (0,0181)	1,5601*** (0,4854)
R ²	0,1157	0,0680	0,0725	0,1148

В скобках указаны стандартные ошибки. Символы ** и *** означают, что коэффициенты являются статистически значимыми соответственно на 1- и 5-процентном уровнях значимости.

В результате оценки уравнения регрессии абсолютной конвергенции (рис. 2) был получен статистически значимый коэффициент β , который оказался меньше нуля ($\beta = -0,1464 < 0$). Таким образом, можно сделать вывод о том, что в течение 1997–2008 гг. происходила конвергенция российских регионов. Однако скорость конвергенции была довольно низкой: $\lambda = -\ln(1 + \beta) / T = 1,3191\%$. Это означает, что бедные регионы приблизятся лишь к половине первоначального разрыва в выпуске в отношении богатых регионов только через 53 года.

Результаты оценок уравнений (5), (6) и (7) показывают те каналы, за счет которых происходила межрегиональная конвергенция в России:

$$\beta = \beta_k + \beta_h + \beta_A = 0,3513 - 0,0140 - 0,4837 = -0,1464.$$

Из отношения $\beta_h / \beta = 0,0956$ следует, что 9,56% процесса конвергенции регионов может быть отнесено к человеческому капиталу, т. е. человеческий капитал вносит определенный вклад в процесс конвергенции. Во второй поло-

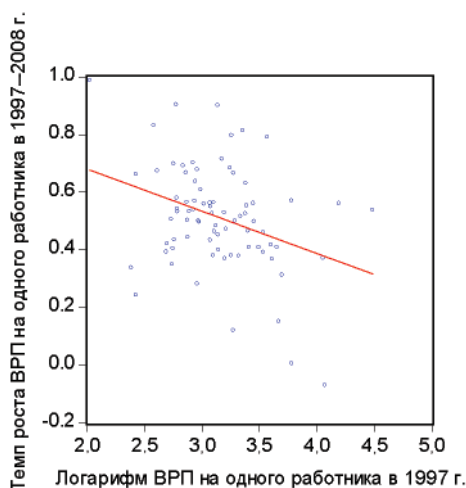


Рис. 2. Абсолютная конвергенция среди российских регионов

вине 1990-х гг. бедные регионы имели меньшие уровни человеческого капитала, и коэффициент корреляции между человеческим капиталом и валовым региональным продуктом на одного работника в 1997 г. составил всего лишь 0,35. К тому же в бедных регионах несколько более интенсивно увеличивался образовательный уровень, чем в богатых.

Так как в уравнении (5) коэффициент при регрессоре $\beta_k = 0,3513 > 0$, то можно сделать вывод, что физический капитал не способствует межрегиональной конвергенции, а наоборот – выступает в качестве фактора дивергенции регионов. Такая ситуация связана с состоянием физического капитала и с особенностями процесса накопления физического капитала в регионах. Состояние основных фондов, их степень износа, объемы инвестиций в основной капитал и их неравномерное распределение по регионам также свидетельствуют в пользу того факта, что физический капитал не вносит вклад в межрегиональную конвергенцию. Степень износа основных фондов в целом по России на начало 1997 г. составила 39,1% (Россия в цифрах 2002..., с. 60), а к началу 2008 г. износ увеличился до 46,3% (Россия в цифрах 2009..., с. 71), т. е. почти половина всех основных фондов изношена и нуждается в обновлении. При этом в 2008 г. в общем объеме основных фондов России полностью изношенными были 13,1% основных фондов (Статистический бюллетень 2009..., с. 125). Что касается региональной структуры инвестиций в основной капитал, то, например, в 2008 г. на десять регионов (Тюменская обл., г. Москва, Московская обл., г. Санкт-Петербург, Краснодарский край, Татарстан, Свердловская обл., Башкортостан, Нижегородская обл. и Красноярский край) приходилось около половины всех инвестиций в основной капитал в России: при этом доля Москвы, Санкт-Петербурга, Московской и Тюменской областей составила 32,4% всех инвестиций в основной капитал.

Конвергенция, относящаяся к технологическому заимствованию, объясняет большую часть общей межрегиональной конвергенции в исследуемый период и коэффициент $\beta_A = -0,4837 < 0$. Этот результат обнадеживает. Он свидетельствует об активной позиции регионов и динамичности диффузии инноваций.

Таким образом, конвергенция регионов России в изучаемом периоде в основном происходила за счет технологического обновления (общей производительности факторов) и лишь в некоторой степени за счет накопления человеческого капитала, а физический капитал выступал в качестве фактора диверген-

ции. Очевидно, что данный вывод отражает промежуточное состояние процесса межрегиональной конвергенции, поскольку технологическое заимствование должно с неизбежностью повлиять на характеристики физического капитала, а значит, и на роль этого фактора.

Источники

Иодчин А. А. Декомпозиция межрегиональной конвергенции в России // Аудит и финансовый анализ. 2007. № 4. С. 475–482.

Россия в цифрах 2002: краткий статистический сборник / Госкомстат России. М., 2002.

Россия в цифрах 2009: краткий статистический сборник / Росстат. М., 2009. Статистический бюллетень. 2009. № 10 (161) / Росстат. М., 2009.

Полевой Д., Козловская А., Трунин П., Ледерман Л. Факторы экономического роста в регионах РФ / Дробышевский С., Луговой О., Астафьева Е. и др. М., 2005.

Baumol W. Productivity Growth, Convergence, and Welfare: What the Long-Run Data Show // The American Economic Review. 1986. Vol. 76. № 5. P. 1072–1085.

Bernard A., Jones C. Technology and Convergence // Economic Journal. 1996. Vol. 106. № 437. P. 1037–1044.

Caselli F. Accounting for Cross-Country Income Differences // Ed by P. Aghion, S. Durlauf. The Handbook of Economic Growth / Vol. 1A. Amsterdam: 2005. P. 679–741.

Dowrick S., Nguyen D. OECD Comparative Economic Growth 1950–85: Catch-Up and Convergence // American Economic Review. 1989. Vol. 79. № 5. P. 1010–30.

Hall R., Jones C. Why Do Some Countries Produce So Much More Output per Worker than Others? // Quarterly Journal of Economics. 1999. Vol. 114. № 1. P. 83–116.

Klenow P., Rodriguez-Clare A. The Neoclassical Revival in Growth Economics: Has It Gone Too Far? // NBER Macroeconomics Annual. 1997. № 12. P. 73–103.

Mincer J. Schooling, Experience, and Earnings / National Bureau of Economic Research. N. Y., 1974.

Nesterova V. D., Sabirianova K. Z. Investing in Human Capital under Economic Transformation in Russia, Economic Education and Research Consortium, Russia Economic Research Program / Working Paper Series. № 99/04. Moscow, 1998.

Psacharopoulos G., Patrinos H. Returns to Investment in Education: A Further Update // Education Economics. 2004. Vol. 12. № 2. P. 111–134.

Wolf E. Capital Formation and Productivity Convergence // American Economic Review. 1991. Vol. 81. № 3. P. 565–579.

Wong W. Economic Growth: A Channel Decomposition Exercise // The B. E. Journal of Macroeconomics. 2007. Vol. 7. Iss. 1 (Topics). Art. 4.