

Оценивание методом «разность разностей»^{*}

Джеффри М. Вулдридж[†]

Университет штата Мичиган, Ист Лэнсинг, США

Настоящее эссе представляет собой обзор оценивания методом «разность разностей», в котором сначала излагается базовая методология, затем более детально обсуждаются последние достижения в области инференции, и в заключение рассматриваются новые методы оценивания эффектов воздействия в различных нелинейных и полупараметрических моделях.

1 Введение и обзор базовой методологии

Начиная с работы Ashenfelter & Card (1985), оценивание методом «разность разностей» при анализе экономической политики получило широкое распространение. В простейшей постановке наблюдаются некоторые исходы для двух групп и двух временных периодов. Одна из групп подвержена воздействию, или участвует в некоторой программе, во втором периоде, но не в первом. Вторая группа не подвержена воздействию ни в одном из периодов. В случае, когда одни и те же объекты внутри групп наблюдаются в каждом периоде, среднее изменение исхода во второй (контрольной) группе вычитается из среднего изменения исхода в первой (опытной) группе. Это устраняет смещение при сравнении исходов в опытной и контрольной группах только во втором периоде, которое может быть следствием постоянных различий между этими группами, а также смещение при сравнении во времени, которое может быть вызвано временными трендами, никак не связанными с программой.

При наличии повторяющихся выборок за два периода времени модель для типичного представителя каждой из четырех групп можно записать следующим образом:

$$y = \beta_0 + \beta_1 dB + \delta_0 d2 + \delta_1 d2 \cdot dB + u, \quad (1)$$

где y – представляющий интерес исход, $d2$ – фиктивная переменная для второго периода, а dB – фиктивная переменная для опытной группы. Фиктивная переменная dB улавливает возможные различия между опытной и контрольной группами до осуществления программы. Фиктивная переменная для второго периода $d2$ улавливает факторы, которые бы вызвали изменения в y даже при отсутствии воздействия или программы. Представляющий интерес коэффициент δ_1 находится при переменной взаимодействия $d2 \cdot dB$, которая совпадает с фиктивной переменной, равной единице для наблюдений в опытной группе во втором периоде. Оценка δ_1 методом «разность разностей» (PP-оценка) – это обычная МНК-оценка для уравнения (1) на основе случайных выборок по четырем группам. Ее можно записать в виде

$$\hat{\delta}_1 = (\bar{y}_{B,2} - \bar{y}_{B,1}) - (\bar{y}_{A,2} - \bar{y}_{A,1}),$$

где A обозначает контрольную группу. Инференция даже при умеренных размерах выборки для каждой из четырех групп очень проста, и ее легко сделать робастной к гетероскедастичности по группам или временным периодам в рамках модели регрессии.

^{*}Перевод Б. Гершмана. Эссе является предварительной версией материала, подготовленного для *Курса прикладной эконометрики* Гвидо В. Имбенса и Джеффри М. Вулдриджа, издательство Кембриджского университета. Цитировать как: Вулдридж, Джеффри М. (2009) «Оценивание методом „разность разностей“», Квантиль, №6, стр. 25–47. Citation: Wooldridge, Jeffrey M. (2009) “Difference-in-differences estimation,” Quantile, No.6, pp. 25–47.

[†]Адрес: Department of Economics, Michigan State University, East Lansing, MI 48824-1038, USA. Электронная почта: wooldri1@msu.edu

В некоторых случаях более убедительный анализ эффекта программы доступен при тщательном выборе опытной и контрольной групп. Предположим, например, что штат осуществляет программу в области здравоохранения для пожилых людей, скажем, в возрасте 65 лет и старше, и зависимая переменная y – это некий показатель здоровья. Одна из возможностей состоит в том, чтобы использовать данные только по жителям штата, в котором реализуется программа, как до, так и после ее внедрения, и в качестве контрольной группы взять жителей в возрасте до 65 лет (или, например, в возрасте от 55 до 64 лет), а в качестве опытной группы – жителей в возрасте 65 лет и старше. Потенциальная проблема такого РР-анализа состоит в том, что другие факторы, не связанные с новой программой штата, могут повлиять на уровень здоровья пожилых людей по сравнению с молодыми, например, изменения политики в области здравоохранения на федеральном уровне. Иная стратегия РР-анализа заключается в использовании другого штата для формирования контрольной группы, то есть в рассмотрении пожилых жителей штата, в котором программа отсутствует, в качестве контрольной группы. В данном случае проблема в том, что *изменения* в уровне здоровья пожилых людей могут систематически различаться по штатам, скажем, из-за различий в уровнях дохода и богатства, не связанных с реализацией программы.

Более устойчивого анализа по сравнению с обеими РР-стратегиями, описанными выше, можно добиться, сравнивая РР-оценку для штата, где была реализована программа, с аналогичной оценкой для контрольного штата. Если обозначить два временных периода за 1 и 2, штат, в котором проводится программа, за B , а группу пожилого населения за E , то расширенная версия уравнения (1) примет вид

$$y = \beta_0 + \beta_1 dB + \beta_2 dE + \beta_3 dB \cdot dE + \delta_0 d2 + \delta_1 d2 \cdot dB + \delta_2 d2 \cdot dE + \delta_3 d2 \cdot dB \cdot dE + u. \quad (2)$$

Теперь интерес представляет коэффициент δ_3 при переменной тройного взаимодействия $d2 \cdot dB \cdot dE$. МНК-оценку $\hat{\delta}_3$ можно записать в виде

$$\hat{\delta}_3 = [(\bar{y}_{B,E,2} - \bar{y}_{B,E,1}) - (\bar{y}_{B,N,2} - \bar{y}_{B,N,1})] - [(\bar{y}_{A,E,2} - \bar{y}_{A,E,1}) - (\bar{y}_{A,N,2} - \bar{y}_{A,N,1})], \quad (3)$$

где индекс A снова относится к штату, где программа отсутствует, а индекс N – к группе молодых жителей. Оценку (3) обычно называют оценкой методом «разность в разностях» (РРР-оценкой). Первый член в квадратных скобках – это РР-оценка, полученная только для штата B при использовании молодого населения в качестве контрольной группы и данных для обоих периодов. Для уверенности в том, что РР-оценка не просто улавливает различие трендов в уровнях здоровья между пожилыми и молодыми, из РР-оценки вычитается аналогичная оцененная разность трендов для контрольного штата (второй член в квадратных скобках). Если систематические различия в трендах между пожилым и молодым населением в штате A отсутствуют, РРР-оценка будет близкой к РР-оценке, полученной только по данным для штата B .

При реализации оценивания в рамках модели регрессии легко получить стандартную ошибку для $\hat{\delta}_3$, в том числе робастную к гетероскедастичности. Как и в случае РР-оценки, можно легко добавить в уравнение (2) дополнительные регрессоры, а также проводить инференцию, робастную к произвольной форме гетероскедастичности.

Только что изложенный стандартный подход предполагает, что вся вариация при инференции происходит из-за выборочных ошибок при оценивании средних для каждой комбинации группы и периода. Этот подход имеет долгую историю в статистике, поскольку он эквивалентен дисперсионному анализу (ANOVA). Коротко говоря, сначала в соответствии с временными периодами и статусом подверженности воздействию определяются различные подгруппы. Затем для каждой подгруппы берутся случайные выборки и подсчитываются соответствующие разности выборочных средних.

Недавно были предложены различные подходы, основанные на других источниках вариации, нежели выборочная ошибка, возможно в дополнение к выборочной ошибке при оценивании средних. Bertrand, Duflo & Mullainathan (2004) (BDM), Donald & Lang (2007), Hansen

(2007a,b) и Abadie, Diamond & Hainmueller (2007) рассматривают дополнительные источники вариации. На самом деле, в большинстве случаев предполагается, что эти дополнительные источники поглощают выборочную ошибку при оценивании средних по группам и временным периодам. Один из взглядов на дополнительные источники вариации, как в Abadie, Diamond & Hainmueller (2007), состоит в учете неопределенности, связанной с качеством контрольных групп. Обоснованность такого подхода зависит от конкретного приложения. Например, если удастся естественным образом определить контрольную и опытную группы и получить случайные выборки, сложно объяснить, почему неприменима модель дисперсионного анализа. С другой стороны, если имеется определенная опытная группа, но отсутствует естественная контрольная группа, имеет смысл учитывать неопределенность, связанную с выбором контрольной группы. Такой подход предложен в Abadie, Diamond & Hainmueller (2007) и кратко рассматривается далее в разделе 6.

Прежде чем перейти к общей постановке, полезно понять, является ли необходимым или желательным включение в РР-анализ чего-то иного, помимо выборочной ошибки. В разделе 2 описан подход, недавно предложенный в Donald & Lang (2007) (DL). Как мы увидим, подход DL не позволяет проводить инференцию в базовом случае сравнения средних для двух групп, даже при случайном распределении воздействия. В частности, хотя DL-оценка – это обычная разность средних из дисперсионного анализа, инференция недоступна. Кроме того, подход DL неприменим к стандартным ситуациям РР- и РРР-оценивания, изложенным выше. Можно ли утверждать, что в этих случаях нельзя построить доверительные интервалы? Во многих ситуациях подобный вывод кажется крайностью.

Возьмем пример из Meyer, Viscusi & Durbin (1995) (MVD), которые оценивают эффект размера выплат по безработице на продолжительность времени, проводимого на пособии. MVD располагают данными за два периода времени – до и после повышения потолка покрываемых доходов. Опытная группа включает работников с высоким доходом, а контрольная – работников с низким доходом, то есть тех, кто не должен был быть затронут изменением потолка. По данным для штата Кентукки при совокупном размере выборки 5626 наблюдений MVD получают РР-оценку эффекта данного вмешательства, равную 19,2%-му повышению продолжительности времени, проводимого на пособии. t -статистика равна 2,76 и, как и сама оценка, мало меняется при добавлении контрольных переменных. MVD также изучают данные для штата Мичиган. Применяя тот же РР-подход, они находят почти идентичный эффект – 19,1%. Тем не менее, при «всего лишь» 1524 наблюдениях t -статистика равна 1,22. Похоже, в этом примере имеет место большая выборочная ошибка при подсчете средних, и нельзя получить точную оценку при отсутствии достаточно больших выборок. Неясно, какую выгоду дает заключение о том, что, поскольку эффект вмешательства точно идентифицируем, инференция в таких случаях недоступна.

2 Подход DL и метод минимального расстояния при малом числе групп

Начнем этот раздел с изложения подхода Donald & Lang (2007) (DL). Постановка DL применима к общему случаю РР-анализа, когда число групп (контрольных и опытных) достаточно мало, и для каждой из них доступны довольно большие выборки. Это такая же постановка, как и при традиционном подходе, рассмотренном в разделе 1, но предполагаемая структура модели отличается, что ведет к иному подходу к инференции.

Для иллюстрации вопросов, поднятых в DL, рассмотрим случай с единственным регрессором, меняющимся только по группам:

$$y_{gm} = \alpha + \beta x_g + c_g + u_{gm} \quad (4)$$

$$= \delta_g + \beta x_g + u_{gm}, \quad m = 1, \dots, M_g; \quad g = 1, \dots, G. \quad (5)$$

В простейшем случае x_g – единственный индикатор программы. Ключевой характеристикой

уравнения (4) является наличие переменной c_g , эффекта группы или кластера. Иначе модель можно записать в виде (5) с общим коэффициентом наклона β , но зависящей от группы константой δ_g . DL рассматривают модель в виде (4), предполагая, что c_g не зависит от x_g и имеет нулевое среднее. Они используют данную формулировку для выявления проблем, связанных с применением стандартной инференции к уравнению (4) при рассмотрении c_g как части составной ошибки $v_{gm} = c_g + u_{gm}$. Известно, что это неудачная мысль даже в случае большого G и малых M_g , поскольку стандартный подход не учитывает корреляцию ошибок внутри каждой группы. Более того, как следует из обсуждения результатов в Hansen (2007a), описанных в разделе 3, при малом G даже инференция, устойчивая к кластеризации, часто дает плохие результаты.

Один из способов увидеть проблему при применении стандартной инференции – заметить, что при $M_g = M$ для всех $g = 1, \dots, G$ обычная МНК-оценка $\hat{\beta}$ совпадает с межгрупповой оценкой, полученной из регрессии

$$\bar{y}_g \text{ на } 1, x_g, \quad g = 1, \dots, G.$$

Условно на x_g , $\hat{\beta}$ наследует свое распределение от $\{\bar{v}_g : g = 1, \dots, G\}$, внутригрупповых средних составных ошибок $v_{gm} \equiv c_g + u_{gm}$. Наличие c_g означает, что новые наблюдения внутри группы не дают дополнительной информации для оценивания β , помимо их эффекта на групповое среднее $\bar{y}_g$. По сути, имеются только G полезных носителей информации.

Если добавить несколько сильных предположений, у данной проблемы существует решение, но только при $G > 2$. Вдобавок к предпосылке о том, что $M_g = M$ для всех g , предположим, что $c_g|x_g \sim N(0, \sigma_c^2)$ и $u_{gm}|x_g, c_g \sim N(0, \sigma_u^2)$. Тогда $\bar{v}_g$ не зависит от x_g и $\bar{v}_g \sim N(0, \sigma_c^2 + \sigma_u^2/M)$ для всех g . Поскольку предполагается независимость по g , уравнение

$$\bar{y}_g = \alpha + \beta x_g + \bar{v}_g, \quad g = 1, \dots, G, \quad (6)$$

удовлетворяет предположениям классической линейной модели. Следовательно, можно проводить инференцию на основе t_{G-2} -распределения для тестирования гипотез о β при условии, что $G > 2$. Если G очень мало, условия на значимость t -статистики при использовании t_{G-2} -распределения гораздо более строгие, чем для $t_{M_1+M_2+\dots+M_G-2}$ -распределения, которое применялось бы в случае простой объединенной регрессии, как при стандартном РР-анализе.

Если $x_g - 1 \times K$ вектор, чтобы использовать t_{G-K-1} -распределение для инференции, необходимо условие $G > K + 1$. Оно допускает случай множественности временных периодов и опытных групп, если предположить независимость выборок по всем группам и временным периодам.

Как отмечают DL, осуществление правильной инференции при наличии c_g – это не просто вопрос корректировки стандартных ошибок, получаемых при применении обычного МНК, на корреляцию внутри кластеров, которая все равно не работает в случае малого G . При одинаковом размере групп имеется только одна оценка: объединенная регрессия, модель со случайными эффектами и межгрупповая регрессия (6) – все они дают *одну и ту же* оценку $\hat{\beta}$. Регрессия в (6) при использовании t_{G-K-1} -распределения позволяет проводить инференцию с надлежащим размером теста.

Метод DL можно использовать и без предположения о нормальности u_{gm} , если общий размер групп M большой: согласно центральной предельной теореме, $\bar{y}_g$ будет асимптотически нормально распределена при весьма общих предпосылках. Тогда, поскольку c_g нормально распределена, можно считать $\bar{v}_g$ асимптотически нормальной с постоянной дисперсией. Более того, даже если размеры групп меняются, для очень больших размеров групп $\bar{y}_g$ будет пренебрежимо малой частью $\bar{v}_g$, поскольку $V(\bar{v}_g) = \sigma_c^2 + \sigma_u^2/M_g$. Если c_g нормально распределена и доминирует $\bar{v}_g$, анализ классической линейной модели (6) будет приблизительно верным.

Модель DL находит наиболее широкую сферу применения, когда среднее значение ошибок, $\bar{u}_g$, можно игнорировать, то есть либо σ_u^2 мала по сравнению с σ_c^2 , либо M_g велики, либо и то и другое. На самом деле, применение подхода DL с различными размерами групп или негауссовыми u_{gm} равносильно игнорированию ошибки оценивания выборочных средних $\bar{y}_g$. Иными словами, это равносильно тому, как если бы простая модель регрессии $\mu_g = \alpha + \beta x_g + c_g$ анализировалась при классических предположениях линейной модели (где $\bar{y}_g$ используется вместо неизвестного внутригруппового среднего μ_g). Такой подход сильно отличается от традиционного, когда c_g отбрасывается и для построения доверительных интервалов и проведения инференции используется выборочная вариация в $\bar{y}_g$. Подход DL кажется разумным, когда при подсчете $\bar{y}_g$ выборку составляет вся популяция для группы g , а $\bar{y}_g$ рассматривается как зависимая, объясняемая переменная.

Если $1 \times L$ вектор z_{gm} , меняющийся внутри группы, присутствует в исходной модели, как это имеет место во многих РР-приложениях, можно использовать усредненное уравнение

$$\bar{y}_g = \alpha + x_g \beta + \bar{z}_g \gamma + \bar{v}_g, \quad g = 1, \dots, G, \quad (7)$$

при условии, что $G > K + L + 1$. Если c_g не зависит от $(x_g, \bar{z}_g)$, имеет гомоскедастичное нормальное распределение, и размеры групп велики, инференция может быть реализована на основе $t_{G-K-L-1}$ -распределения. Это довольно стандартный способ проверки устойчивости результатов, полученных по дезагрегированным данным, но часто он осуществляется для несколько больших значений G (скажем, $G = 50$). Когда некоторые регрессоры меняются внутри кластера, использовать усредненные данные, вообще говоря, неэффективно. Но использование средних означает, что стандартные ошибки не нужно корректировать на внутригрупповую корреляцию. Как обсуждается в следующем разделе, если G достаточно большое и размеры выборок не слишком велики, робастная к кластеризации инференция может быть приемлемой.

Для малого G и больших M_g инференция, реализуемая при рассмотрении (6) или (7) как классической линейной модели, будет очень консервативной в отсутствие кластеризации. Возможно, в некоторых случаях желательно учитывать этот источник вариации, но он отсекает некоторые широко применяемые методы анализа эффекта программ. Предположим, например, что имеются две популяции (например, мужчины и женщины, два разных города, или опытная и контрольная группы) со средними μ_g , $g = 1, 2$, и требуется получить доверительный интервал для их разности. Почти во всех случаях имеет смысл рассматривать данные как две случайные выборки, по одной для каждой подгруппы популяции. При случайной выборке для каждой группы и предположении о нормальности и равенстве дисперсий в популяциях, обычная тест-статистика на равенство средних имеет точное $t_{M_1+M_2-2}$ -распределение при нулевой гипотезе о равных популяционных средних. Иначе говоря, можно построить точный 95%-ый доверительный интервал для разности популяционных средних. Даже при умеренных размерах M_1 и M_2 , $t_{M_1+M_2-2}$ -распределение близко к стандартному нормальному. Кроме того, можно ослабить предположение о нормальности для проведения асимптотической инференции, а t -статистику легко модифицировать для случая различных популяционных дисперсий. При контролируемом эксперименте стандартный анализ разности средних часто весьма убедителен. Тем не менее, изучать оценку в постановке DL невозможно, поскольку $G = 2$. Проблема очевидна из (5): по сути, имеется три параметра – δ_1 , δ_2 и β , – но только два наблюдения.

DL критикуют Card & Krueger (1994) за сравнение средних изменений в заработной плате работников заведений быстрого питания по двум штатам, поскольку Card & Krueger не учитывают эффект штата (Нью-Джерси и Пеннсилвания) c_g в составной ошибке v_{gm} . Но критика DL в случае $G = 2$ выглядит немного странной. В постановке DL разность средних оценивает величину

$$\mu_2 - \mu_1 = (\delta_2 + \beta) - \delta_1 = (\alpha + c_2 + \beta) - (\alpha + c_1) = \beta + (c_2 - c_1).$$

При предположениях DL $c_2 - c_1$ имеет нулевое среднее, так что оценивание этой величины не должно привести к смещению при анализе эффекта программы. DL предполагают, что β – интересующий параметр, но, если эксперимент основан на рандомизации (что также справедливо в DL, так как предполагается независимость c_g и x_g), включение c_g в оцениваемый эффект безболезненно. Короче говоря, в постановке DL анализ в Card & Krueger не является систематически смещенным; DL просто утверждают, что инференция невозможна. Но если естественный эксперимент, лежащий в основе РР-анализа, надежен, то групповые эффекты просто должны быть составной частью оцениваемых средних.

Кроме того, не очевидно, следует ли использовать подход DL даже при достаточно большом числе степеней свободы. Допустим, например, что есть $G = 4$ группы, две из которых контрольные ($x_1 = x_2 = 0$) и две – опытные ($x_3 = x_4 = 1$). Подход DL предполагает подсчет средних для каждой группы, $\bar{y}_g$, и оценивание регрессии $\bar{y}_g$ на $1, x_g$, $g = 1, \dots, 4$. Инференция основана на t_2 -распределении. Оценку $\hat{\beta}$ в данном случае можно записать в виде

$$\hat{\beta} = \frac{\bar{y}_3 + \bar{y}_4}{2} - \frac{\bar{y}_1 + \bar{y}_2}{2}. \quad (8)$$

Объединенная регрессия для дезагрегированных данных дает взвешенную среднюю ($p_3\bar{y}_3 + p_4\bar{y}_4$) – ($p_1\bar{y}_1 + p_2\bar{y}_2$), где $p_1 = M_1/(M_1 + M_2)$, $p_2 = M_2/(M_1 + M_2)$, $p_3 = M_3/(M_3 + M_4)$, и $p_4 = M_4/(M_3 + M_4)$ – относительные доли в контрольных и опытных группах, соответственно. Когда $\hat{\beta}$ имеет вид (8), неясно, зачем использовать t_2 -распределение для инференции. Каждое $\bar{y}_g$ обычно подсчитывается по большой выборке – $M_g = 30$ или около того обычно достаточно для асимптотической нормальности стандартизированного среднего, – а значит, при должной стандартизации $\hat{\beta}$ имеет асимптотически стандартное нормальное распределение при весьма общих условиях.

В данном приложении подход DL отвергает обычную инференцию на основе внутригрупповых средних, подсчитанных по большим выборкам, поскольку могут не выполняться условия $\mu_1 = \mu_2$ и $\mu_3 = \mu_4$. Другими словами, контрольная группа может быть разнородной, как и опытная группа. Но этот факт сам по себе не делает неверной стандартную инференцию для модели (8). На самом деле, если *определить* объект интереса как

$$\tau = \frac{\mu_3 + \mu_4}{2} - \frac{\mu_1 + \mu_2}{2}, \quad (9)$$

то есть своего рода средний эффект воздействия, то оценка $\hat{\beta}$ состоятельна для τ и (при должной нормировке) асимптотически нормальна по мере роста M_g .

Уравнение (9) намекает на иной способ взглянуть на случай малого G и больших M_g . В этом конкретном приложении два параметра, α и β , оцениваются на основе четырех моментов, которые можно оценить по данным. МНК-оценки из (6) в этом случае являются оценками минимального расстояния (МР) – см. Wooldridge (2002, Глава 14) – при ограничениях $\mu_1 = \mu_2 = \alpha$ и $\mu_3 = \mu_4 = \alpha + \beta$. Если взять единичную матрицу 4×4 в качестве взвешивающей, можно получить $\hat{\beta}$ как в (8) и $\hat{\alpha} = (\bar{y}_1 + \bar{y}_2)/2$. При применении МР-подхода ясно, что имеются два сверхидентифицирующих ограничения, которые легко тестировать. Но даже их отвержение всего лишь означает, что по крайней мере одна пара средних среди всех контрольных и опытных групп различается.

При больших размерах групп даже при небольших G можно сформулировать задачу в рамках модели минимального расстояния, как это делается, например, в Loeb & Bound (1996), у которых имелось $G = 36$ возрастных групп и множество наблюдений для каждой группы. Для каждой группы g запишем

$$y_{gm} = \delta_g + z_{gm}\gamma_g + u_{gm}, \quad m = 1, \dots, M_g, \quad (10)$$

предполагая случайность выборок внутри групп и независимость выборок по группам. Предположим также справедливость всех стандартных условий для состоятельности (при $M_g \rightarrow$

∞) и $\sqrt{M_g}$ -асимптотической нормальности МНК-оценки; см, например, Wooldridge (2002, Глава 4). Наличие переменных x_g группового уровня в «структурной» модели можно рассматривать как наложение ограничений на константы δ_g в отдельных моделях для групп в (10). В частности,

$$\delta_g = \alpha + x_g\beta, \quad g = 1, \dots, G, \quad (11)$$

где x_g – фиксированные наблюдаемые характеристики разнородных групп. При K характеристиках для определения α и β необходимо условие $G \geq K + 1$. Если M_g достаточно велики для точного оценивания δ_g , простая двухшаговая стратегия оценивания напрашивается сама собой. Сначала надо оценить $\hat{\delta}_g$ и $\hat{\gamma}_g$ из МНК-регрессий для каждой группы. Если $G = K + 1$, то обычно можно однозначно выразить $\hat{\theta} \equiv (\hat{\alpha}, \hat{\beta})'$ в терминах $G \times 1$ вектора $\hat{\delta}$: $\hat{\theta} = X^{-1}\hat{\delta}$, где $X - (K + 1) \times (K + 1)$ матрица с g -й строкой $(1, x_g)$. Если $G > K + 1$, то на втором шаге можно использовать подход минимального расстояния, изложенный в Wooldridge (2002, Раздел 14.6). Если в качестве взвешивающей матрицы I_G взять единичную матрицу $G \times G$, то оценку минимального расстояния можно подсчитать из МНК-регрессии

$$\hat{\delta}_g \text{ на } 1, x_g, \quad g = 1, \dots, G. \quad (12)$$

При асимптотике с $M_g = \rho_g M$, где $0 < \rho_g \leq 1$ и $M \rightarrow \infty$, оценка минимального расстояния $\hat{\theta}$ состоятельна и $\sqrt{M}$ -асимптотически нормальна. Тем не менее, эта конкретная оценка минимального расстояния является асимптотически неэффективной, если не делать сильных предположений. Поскольку выборки предполагаются независимыми, не значительно сложнее получить эффективную МР-оценку, также известную как оценка «минимального хи-квадрат».

Рассмотрим сначала случай, когда z_{gm} отсутствует на первом шаге оценивания, то есть $\hat{\delta}_g$ – это просто $\bar{y}_g$, выборочное среднее для группы g . Пусть $\hat{\sigma}_g^2$ обозначает обычную выборочную дисперсию для группы g . Поскольку $\bar{y}_g$ независимы по g , эффективная МР-оценка использует диагональную взвешивающую матрицу. Ради легкости вычисления, оценку минимального хи-квадрат можно получить, используя взвешенный МНК (ВМНК) в (12), где в качестве весов для группы g берется $M_g/\hat{\sigma}_g^2$ (группы с большим количеством данных и меньшей дисперсией получают больший вес). Что удобно, стандартные t -статистики из ВМНК-регрессии имеют асимптотическое стандартное нормальное распределение при больших размерах групп M_g . При фиксированном G , ВМНК – просто вычислительный метод; стандартная асимптотика для ВМНК-оценки предполагает $G \rightarrow \infty$. Подход минимального расстояния работает при малом G , если $G \geq K + 1$ и каждое M_g достаточно велико, чтобы нормальность была хорошим приближением распределения (надлежащим образом нормированных) выборочных средних для каждой группы. В стандартной РР-постановке из раздела 1, МР-подход сводится к взвешиванию наименьших квадратов, где в качестве весов используются величины, обратные к оцененным внутригрупповым дисперсиям.

Если z_{gm} присутствует на первом шаге оценивания, в качестве весов при оценивании методом минимального хи-квадрат берутся величины, обратные асимптотическим дисперсиям для g оценок констант в G отдельных регрессиях. При больших M_g можно сделать их полностью робастными к гетероскедастичности в $\mathbb{E}(u_{gm}^2|z_{gm})$, используя оценку дисперсии в «сэндвичной» форме из White (1980). Даже при предположении о гомоскедастичности внутри групп хотелось бы как минимум разрешить разные σ_g^2 . При наличии $\widehat{Avar}(\hat{\delta}_g)$, которые являются просто квадратами сообщаемых стандартных ошибок для $\hat{\delta}_g$, можно использовать веса $1/\widehat{Avar}(\hat{\delta}_g)$ в вычислительно простой ВМНК-процедуре. По-прежнему для получения диагональной взвешивающей матрицы при МР-оценивании используется предположение о независимости по g .

Важным побочным продуктом ВМНК-регрессии является статистика минимального хи-квадрат, которую можно использовать для тестирования $G - K - 1$ сверхидентифицирующих ограничений. Эту статистику легко подсчитать как взвешенную сумму квадратов остатков, скажем, SSR_w . При нулевой гипотезе в (11), $SSR_w \stackrel{a}{\sim} \chi^2_{G-K-1}$ по мере роста размеров групп M_g . Если H_0 отвергается при достаточно малом уровне значимости, x_g не хватает для характеристики изменений констант между группами. Если H_0 не отвергается, появляется некоторая уверенность в правильности спецификации, и можно проводить инференцию, используя стандартное нормальное распределение для t -статистик при тестировании гипотез о линейных комбинациях популяционных средних.

МР-подход также применим, если предположить, что $\gamma_g = \gamma$ для всех g . Получить сами $\hat{\delta}_g$ легко. Сначала следует оценить объединенную регрессию

$$y_{gm} \text{ на } d1_g, d2_g, \dots, dG_g, z_{gm}, \quad m = 1, \dots, M_g; \quad g = 1, \dots, G, \quad (13)$$

где $d1_g, d2_g, \dots, dG_g$ – групповые фиктивные переменные. Использование оценки $\hat{\delta}_g$ из объединенной регрессии (13) в МР-оценивании осложняется тем фактом, что $\hat{\delta}_g$ более не являются асимптотически независимыми; на самом деле, $\hat{\delta}_g = \bar{y}_g - \bar{z}_g \hat{\gamma}$, где $\hat{\gamma}$ – вектор общих регрессионных коэффициентов, и присутствие $\hat{\gamma}$ порождает корреляцию оценок констант. Пусть $\hat{V} - G \times G$ оцененная (асимптотическая) дисперсионная матрица $G \times 1$ вектора $\hat{\delta}$. Тогда МР-оценка имеет вид $\hat{\theta} = (X' \hat{V}^{-1} X)^{-1} X' \hat{V}^{-1} \hat{\delta}$, а ее асимптотическая дисперсия равна $(X' \hat{V}^{-1} X)^{-1}$. Если оценивается МНК-регрессия (12) или ее ВМНК-версия, обычные стандартные ошибки будут неправильными, поскольку они не учитывают межгрупповую корреляцию между оценками.

Если сверхидентифицирующие ограничения отвергаются, по сути это означает, что $\delta_g = \alpha + x_g \beta + c_g$, где c_g можно интерпретировать как отклонение от ограничений в (11) для группы g . По мере того как G растет относительно K , вероятность отвержения ограничений растет. Одна из возможностей состоит в применении подхода DL, то есть в анализе МНК-регрессии (12) в контексте классической линейной модели (КЛМ), где инференция основана на t_{G-K-1} -распределении. Почему КЛМ-анализ оправдан в данном случае? Поскольку $\hat{\delta}_g = \delta_g + O_p(M_g^{-1/2})$, можно игнорировать ошибку оценивания в $\hat{\delta}_g$ для больших M_g (то же предположение о «больших» M_g лежит в основе МР-подхода.) Это равносильно оцениванию уравнения $\delta_g = \alpha + x_g \beta + c_g$, $g = 1, \dots, G$, с помощью МНК. Если c_g имеют нормальное распределение, классический анализ применим, так как предполагается независимость c_g и x_g . Этот подход желателен, когда невозможно или не хочется искать регрессоры на уровне групп, которые полностью идентифицируют δ_g . Он основан на предположении о том, что прочие факторы в c_g систематически не связаны с x_g , что разумно, если, скажем, x_g – случайно назначаемая на групповом уровне программа, как в случае, рассмотренном в Angrist & Lavy (2002).

3 РР-анализ при большом числе групп

Обратимся теперь к случаю РР-оценивания, когда число групп «велико». Введем также временное измерение в явном виде и положим, что интервал времени достаточно долгий. Такая структура является хорошим описанием многих РР-моделей, когда группы представлены географическими регионами и данные по этим регионам доступны для большого числа временных периодов.

При большом числе периодов и групп полезна общая модель, рассмотренная в BDM (2004) и Hansen (2007a). На индивидуальном уровне уравнение имеет вид

$$y_{igt} = \lambda_t + \alpha_g + \mathbf{x}_{igt} \beta + \mathbf{z}_{igt} \gamma_{gt} + v_{gt} + u_{igt}, \quad i = 1, \dots, M_{gt}, \quad (14)$$

где i индексирует объект, g – группу, а t – время. В этой модели имеется полный набор временных эффектов λ_t , групповых эффектов α_g , регрессоров на уровне группы/периода

x_{gt} (это переменные воздействия), регрессоров индивидуального уровня $\mathbf{z}_{igt}$, ненаблюдаемых эффектов на уровне группы/периода v_{gt} , и ошибок на индивидуальном уровне u_{igt} . Интерес представляет оценивание β .

Полезно записать (14) с константами, меняющимися по группам и времени:

$$y_{igt} = \delta_{gt} + \mathbf{z}_{igt}\gamma_{gt} + u_{igt}, \quad i = 1, \dots, M_{gt}, \quad (15)$$

что дает модель на индивидуальном уровне, тогда как константы и регрессионные коэффициенты могут различаться в зависимости от пары (g, t) . В этом случае

$$\delta_{gt} = \lambda_t + \alpha_g + \mathbf{x}_{gt}\beta + v_{gt}. \quad (16)$$

Можно воспринимать (16) как регрессионную модель на уровне группы/временного периода.

Как обсуждается в BDM, обычный метод оценивания и инференции для (14) – игнорировать v_{gt} , то есть считать независимыми наблюдения на индивидуальном уровне. Когда v_{gt} присутствует, подобная инференция может оказаться весьма обманчивой. BDM и Hansen (2007a) допускают серийную корреляцию для $\{v_{gt} : t = 1, 2, \dots, T\}$ и предполагают независимость по группам g .

Далее будем считать для простоты, что (16) представляет конечный интерес. Регрессоры $\mathbf{x}_{gt}$ наблюдаются, λ_t учитываются с помощью годовых фиктивных переменных, а α_g – с помощью групповых фиктивных переменных. Тогда проблема в том, что не наблюдаются δ_{gt} . Но для оценивания δ_{gt} можно использовать данные на индивидуальном уровне, если размеры выборок на уровне группы/периодов M_{gt} достаточно велики. При случайных выборках внутри каждой пары (g, t) естественная оценка δ_{gt} получается из МНК-оценивания (15) для каждой пары (g, t) при предположении, что $\mathbb{E}(\mathbf{z}'_{igt}u_{igt}) = \mathbf{0}$. В большинстве РР-приложений это предположение выполняется почти по определению, поскольку для улучшения оценки δ_{gt} включаются контрольные переменные на индивидуальном уровне. Если запрашивается конкретная форма гетероскедастичности и предполагается, что $\mathbb{E}(u_{it}|\mathbf{z}_{igt}) = 0$, можно использовать ВМНК-процедуру. Иногда хочется предположить однородность регрессионных коэффициентов – скажем, $\gamma_{gt} = \gamma_g$ или даже $\gamma_{gt} = \gamma$, – и для наложения подобных ограничений данные объединяются. В любом случае, предположим, что M_{gt} достаточно велики, чтобы можно было игнорировать ошибку оценивания в $\hat{\delta}_{gt}$; будем считать, что вариация в уравнении (16) исходит от v_{gt} . Hansen (2007a) рассматривает корректировку инференции, которая учитывает выборочную ошибку в $\hat{\delta}_{gt}$, но методы становятся более сложными. Альтернативой является применение метода минимального расстояния, как в разделе 2. МР-подход по сути устраняет v_{gt} из уравнения (16) и рассматривает $\delta_{gt} = \lambda_t + \alpha_g + \mathbf{x}_{gt}\beta$ как множество ограничений, накладываемых на δ_{gt} . Инференция на основе МР-оценки использует только выборочную вариацию в оценках $\hat{\delta}_{gt}$, которые независимы по всем парам (g, t) , если оцениваются по отдельности, или коррелированы, если данные объединяются.

Поскольку ошибка оценивания в $\hat{\delta}_{gt}$ игнорируется, рассмотрим просто уравнение для панельных данных

$$\hat{\delta}_{gt} = \lambda_t + \alpha_g + \mathbf{x}_{gt}\beta + v_{gt}, \quad t = 1, \dots, T, \quad g = 1, \dots, G, \quad (17)$$

где ошибка сохраняет вид v_{gt} , поскольку $\hat{\delta}_{gt}$ и δ_{gt} считаются взаимозаменяемыми. При таком предположении можно напрямую применить результаты из BDM и Hansen (2007a) к этому уравнению. А именно, если оценить (17) с помощью МНК, что подразумевает полные эффекты времени и группы наряду с x_{gt} , эта оценка имеет удовлетворительные свойства по мере роста G и T , если $\{v_{gt} : t = 1, 2, \dots, T\}$ – слабо зависимый (с перемешиванием) временной ряд для всех g . Симуляции в BDM и Hansen (2007a) показывают, что инференция, робастная к кластеризации, где каждый кластер – это множество временных периодов, работает достаточно хорошо, если $\{v_{gt}\}$ следует стационарному AR(1)-процессу и G умеренно велико.

Hansen (2007b), замечая, что МНК-оценка (оценка с фиксированными эффектами) для (17) неэффективна, если v_{gt} серийно некоррелированы (и, возможно, гетероскедастичны), предлагает доступную ОМНК-оценку. Как хорошо известно, если T недостаточно велико, оценка параметров дисперсионной матрицы $\Omega_g = \mathbb{V}(\mathbf{v}_g)$, где $\mathbf{v}_g - T \times 1$ вектор ошибок для каждого g , затруднительна после удаления групповых эффектов. Иными словами, применение остатков из модели с фиксированными эффектами $\hat{v}_{gt}$ для оценки Ω_g может давать серьезное смещение при малых T . Solon (1984) обратил внимание на эту проблему для гомоскедастичной AR(1) модели. Конечно, смещение исчезает, когда $T \rightarrow \infty$, и программные пакеты, такие как STATA, имеющие встроенную команду для оценивания модели с фиксированными эффектами и AR(1)-ошибками, используют обычную оценку AR(1)-коэффициента $\hat{\rho}$, полученную из регрессии

$$\hat{v}_{gt} \text{ на } \hat{v}_{g,t-1}, t = 2, \dots, T, g = 1, \dots, G.$$

Как обсуждается в Wooldridge (2003) и Hansen (2007b), один из способов учета смещения в $\hat{\rho}$ – использовать полностью робастную оценку дисперсионной матрицы. Но симуляции Хансена показывают, что этот подход весьма неэффективен по сравнению с его предложением, заключающемся в корректировке смещения оценки $\hat{\rho}$ и ее последующем использовании при доступном ОМНК-оценивании (Хансен работает с общей AR(p) моделью). Хансен доказывает множество привлекательных теоретических свойств своей оценки. Итеративная процедура с корректировкой смещения имеет то же самое асимптотическое распределение, что и $\hat{\rho}$, в случае, когда оценка $\hat{\rho}$ должна хорошо работать: при G и T , стремящимся к бесконечности. Что наиболее важно при применении к РР-задачам, доступная ОМНК-оценка на основе итеративной процедуры имеет то же самое асимптотическое распределение, что и ОМНК-оценка при $G \rightarrow \infty$ и фиксированном T . Когда G и T велики, нет необходимости в итерировании для достижения эффективности.

Далее Хансен показывает, что даже при больших G и T , когда нескорректированные AR-коэффициенты дают асимптотическую эффективность, скорректированные на смещение оценки дают улучшения с точки зрения асимптотики более высоких порядков. Одно из ограничений результатов Хансена состоит в предположении о строгой экзогенности регрессоров $\{\mathbf{x}_{gt} : t = 1, \dots, T\}$. Известно, что при использовании МНК, то есть обыкновенной оценки с фиксированными эффектами, строгая экзогенность не требуется для состоятельности при $T \rightarrow \infty$. ОМНК, используя корреляцию по разным временным периодам, склонен усугублять смещение, которое исходит от отсутствия строгой экзогенности. При анализе эффектов программ это повод для беспокойства, если программа может вводиться и отменяться с течением времени, поскольку тогда необходимо понять, связано ли решение о реализации или приостановке программы с ее результатами в прошлом.

При большом G и малом T можно оценить дисперсионную матрицу Ω_g без ограничений и далее применить ОМНК – этот подход впервые был предложен в Kiefer (1980) и недавно изучен в Hausman & Kuersteiner (2005). Он эквивалентен отбрасыванию эффекта периода в уравнении с вычтенным средним по времени и реализации полного ОМНК (это также позволяет избежать вырожденности дисперсионной матрицы ошибок с вычтенным средним по времени). Hausman & Kuersteiner показывают, что подход Кифера работает достаточно хорошо, когда $G = 50$ и $T = 10$, хотя при $G = 50$ и $T = 20$ наблюдаются существенные искажения размера.

В частности, в случае, когда M_{gt} не особенно велики, игнорирование ошибки оценивания в $\hat{\delta}_{gt}$ может вызывать беспокойство. Один из простых способов избежать этого – агрегировать уравнение (14) по объектам, что дает

$$\bar{y}_{gt} = \lambda_t + \alpha_g + \mathbf{x}_{gt}\beta + \bar{\mathbf{z}}_{gt}\gamma + v_{gt} + \bar{u}_{gt}, t = 1, \dots, T, g = 1, \dots, G.$$

Конечно, это уравнение можно оценить как модель с фиксированными эффектами, и полностью робастная инференция доступна по методу из Hansen (2007a), поскольку составная

ошибка $\{r_{gt} \equiv v_{gt} + \bar{u}_{gt}\}$ слабо зависима. При большом G и малом T можно использовать ОМНК-оценку с фиксированными эффектами, используя дисперсионную матрицу без ограничений. Трудности с применением конкретной модели временного ряда для ошибки возникают из-за наличия $\bar{u}_{gt}$. При различных M_{gt} $\mathbb{V}(\bar{u}_{gt})$ почти наверняка гетероскедастична (конечно, она может быть таковой и при равных M_{gt}). Так что даже если специфицировать, скажем, AR(1)-модель $v_{gt} = \rho v_{g,t-1} + e_{gt}$, дисперсионная матрица для $\mathbf{r}_g$ становится более сложной. Один из возможных путей – просто предположить, что составная ошибка r_{gt} следует простой модели, реализовать методы Хансена, но затем применять полностью робастную инференцию.

Подход из Donald & Land (2007) применим в данной постановке, если использовать анализ для конечных выборок для объединенной регрессии (17). Тем не менее, DL предполагают, что ошибки $\{v_{gt}\}$ некоррелированы во времени, так что, несмотря на то что для небольших G и T в t -распределении мало степеней свободы, их подход не учитывает вариацию из-за серийной корреляции $\{v_{gt} : t = 1, \dots, T\}$.

4 Панельные данные на индивидуальном уровне

Панельные данные на индивидуальном уровне позволяют применять мощные методы для оценки эффектов программ. В простейшем случае имеются два временных периода и бинарный индикатор программы, w_{it} , равный единице, если объект i участвует в программе в момент t . Простая эффективная модель имеет вид

$$y_{it} = \alpha + \eta d2_t + \tau w_{it} + c_i + u_{it}, \quad t = 1, 2, \quad (18)$$

где $d2_t = 1$ при $t = 2$ и нуль в противном случае, c_i – наблюдаемый эффект, а u_{it} – случайные ошибки. Коэффициент τ – эффект воздействия. Простая процедура оценивания состоит во взятии первых разностей для удаления c_i :

$$(y_{i2} - y_{i1}) = \eta + \tau(w_{i2} - w_{i1}) + (u_{i2} - u_{i1}),$$

или

$$\Delta y_i = \eta + \tau \Delta w_i + \Delta u_i. \quad (19)$$

Если $\mathbb{E}(\Delta w_i \Delta u_i) = 0$, то есть изменения в статусе участия в программе некоррелированы с изменениями случайных ошибок, МНК-оценки уравнения (19) состоятельны. В самом распространенном случае $w_{i1} = 0$ для всех i , то есть никто не участвует в программе в начальный период времени. Тогда МНК-оценка имеет вид

$$\hat{\tau} = \Delta \bar{y}_{treat} - \Delta \bar{y}_{control} \quad (20)$$

и представляет собой РР-оценку с отличием лишь в том, что берутся разности средних по времени для тех же объектов. Эту же самую оценку можно получить, не вводя разнородность, а просто записав уравнение для y_{it} с полным набором эффектов групп и времени. Кроме того, (20) дает иные оценки, нежели регрессия y_{i2} на $1, y_{i1}, w_{i2}$, то есть когда y_{i1} используется в качестве контрольной переменной в кросс-секционной регрессии. Оценки могут быть близкими, но их состоятельность основана на разных предположениях.

Полезно доказать несостоятельность оценки при включении y_{i1} в качестве регрессора при стандартных предположениях в модели с ненаблюдаемыми эффектами, когда $w_{i1} \equiv 0$. В этом случае можно записать:

$$\begin{aligned} y_{i1} &= \alpha + c_i + u_{i1}, \\ y_{i2} &= (\alpha + \eta) + \tau w_{i2} + c_i + u_{i2}. \end{aligned}$$

Стандартными предположениями – см. Wooldridge (2002, Глава 10) – являются

$$\mathbb{E}(u_{it}|c_i, w_{i2}) = 0, \quad t = 1, 2, \quad (21)$$

$$\mathbb{E}(u_{i2}u_{i1}|w_{i2}, c_i) = 0, \quad (22)$$

то есть участие в программе (во втором периоде) строго экзогенно условно на c_i и ошибки условно серийно некоррелированы. Пусть $\tilde{\tau}$ – МНК-оценка для регрессии y_{i2} на $1, y_{i1}, w_{i2}$, $i = 1, \dots, N$. Тогда

$$\tilde{\tau} = \left(\sum_{i=1}^N \hat{r}_{i2}^2 \right)^{-1} \left(\sum_{i=1}^N \hat{r}_{i2} \Delta y_i \right),$$

где $\hat{r}_{i2}$ – остатки регрессии w_{i2} на $1, y_{i1}$, $i = 1, \dots, N$. После подстановки $\Delta y_i = \eta + \tau w_{i2} + \Delta u_i$ и простых вычислений получаем

$$\tilde{\tau} = \tau + \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{r}_{i2}^2 \right)^{-1} \left(N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{r}_{i2} \Delta u_i \right).$$

Запишем линейную проекцию w_{i2} на $1, y_{i1}$ в виде $w_{i2} = \pi_0 + \pi_1 y_{i1} + r_{i2}$. Тогда предел по вероятности элемента в числителе равен

$$-\pi_1 \mathbb{E}(y_{i1} \Delta u_i) = -\pi_1 \mathbb{E}(y_{i1} u_{i2}) + \pi_1 \mathbb{E}(y_{i1} u_{i1}) = \pi_1 \mathbb{E}(y_{i1} u_{i1}).$$

Далее, $\mathbb{E}(y_{i1} u_{i1}) = \sigma_{u_1}^2$. Таким образом,

$$\text{plim}(\tilde{\tau}) = \tau + \pi_1 \frac{\sigma_{u_1}^2}{\sigma_{r_2}^2}.$$

Кроме того,

$$\pi_1 = \frac{\mathbb{C}(y_{i1}, w_{i2})}{\mathbb{V}(y_{i1})} = \frac{\mathbb{C}(c_i, w_{i2})}{\sigma_c^2 + \sigma_{u_1}^2}$$

и имеет тот же знак, что $\mathbb{C}(c_i, w_{i2})$. Чтобы использовать этот результат, предположим, что w_{i2} означает участие в программе профессиональной подготовки, а y_{it} – трудовой доход. Тогда, если участие в программе отрицательно связано с ненаблюдаемыми характеристиками c_i , ведущими к более высокому доходу, $\pi_1 < 0$, и оценка $\tilde{\tau}$ смещена вниз. Таким образом, включение y_{i1} в качестве дополнительного регрессора ведет к недооценке эффекта в среднем. Если более производительные работники самоотбираются в программу, эффект будет переоценен. При предпосылках (21) и (22) простая оценка (20) состоятельна (и даже несмещена).

Конечно, предположение (22) может быть нежелательным, но с двумя периодами неясно, как можно отличить временную корреляцию, вызванную наличием c_i в (18) и корреляцию между u_{i1} и u_{i2} .

В общем случае с большим числом периодов и произвольным порядком действия программы можно использовать модель

$$y_{it} = \lambda_t + \tau w_{it} + \mathbf{x}_{it} \boldsymbol{\gamma} + c_i + u_{it}, \quad t = 1, \dots, T, \quad (23)$$

которая учитывает агрегированные временные эффекты и включает контрольные переменные $\mathbf{x}_{it}$. Оценивание модели с фиксированными эффектами и взятие первых разностей для удаления c_i – стандартные процедуры при условии, что индикатор программы w_{it} строго экзогенен: корреляция между w_{it} и u_{ir} для любых t и r ведет к несостоятельности обеих оценок, хотя оценка с фиксированными эффектами обычно имеет меньшее смещение, когда

можно предположить экзогенность в текущем периоде, $C(w_{it}, u_{it}) = 0$. Строгая экзогенность может нарушаться, если реализация программы меняется в зависимости от прежних исходов y_{it} . В случае, когда $w_{it} = 1$ при $w_{ir} = 1$ для $r < t$, строгая экзогенность обычно является разумным предположением.

Уравнение (23) допускает зависимость назначения программы от уровня индивидуального эффекта c_i , но, кроме того, w_{it} может коррелировать с индивидуальными временными трендами зависимой переменной. В таком случае имеет место модель с коррелированным случайным трендом:

$$y_{it} = c_i + g_i t + \lambda_t + \tau w_{it} + \mathbf{x}_{it} \boldsymbol{\gamma} + u_{it}, \quad t = 1, \dots, T, \quad (24)$$

где g_i – коэффициент тренда для индивида i . Общий анализ допускает произвольную корреляцию между (c_i, g_i) и w_{it} , что требует $T \geq 3$. После взятия первых разностей получаем

$$\Delta y_{it} = g_i + \eta_t + \tau \Delta w_{it} + \Delta \mathbf{x}_{it} \boldsymbol{\gamma} + \Delta u_{it}, \quad t = 2, \dots, T, \quad (25)$$

где $\eta_t = \lambda_t - \lambda_{t-1}$ – это новый набор временных эффектов. Уравнение (25) можно оценить, снова взяв разности или используя оценку с фиксированными эффектами. Выбор зависит от характера серийной корреляции $\{\Delta u_{it}\}$ (при предположении о строгой экзогенности программы и регрессоров). Если Δu_{it} почти не коррелируют, предпочтительна оценка с фиксированными эффектами. Если исходные ошибки $\{u_{it}\}$ почти не коррелируют, предпочтительно применение оценки с фиксированными эффектами к (24) с целью удаления линейных трендов зависимой переменной, переменной воздействия и регрессоров. Полностью робастная инференция с использованием робастных к кластеризации оценок весьма проста. Конечно, может возникнуть желание разрешить эффекту программы меняться во времени, что легко сделать, добавив переменную взаимодействия между временными фиктивными переменными и индикатором программы.

Используя модель гипотетических исходов из литературы об эффектах воздействия, можно применять стандартные подходы на основе панельных данных. Для каждой пары (i, t) , обозначим за $y_{it}(1)$ и $y_{it}(0)$ гипотетические исходы и предположим, что регрессоры отсутствуют. Один из способов формулировки предположения о несмешанности воздействия заключается в том, что для постоянной во времени разнородности $\mathbf{c}_i$ выполняются условия

$$\mathbb{E}[y_{it}(0) | \mathbf{w}_i, \mathbf{c}_i] = \mathbb{E}[y_{it}(0) | \mathbf{c}_i] \quad (26)$$

$$\mathbb{E}[y_{it}(1) | \mathbf{w}_i, \mathbf{c}_i] = \mathbb{E}[y_{it}(1) | \mathbf{c}_i], \quad (27)$$

где $\mathbf{w}_i = (w_{i1}, \dots, w_{iT})$ – последовательность всех воздействий. Подобного рода предположение о строгой экзогенности условно на латентных переменных упоминалось ранее. Оно позволяет воздействию быть коррелированным с постоянной во времени разнородностью, но не со случайными изменениями гипотетических исходов в какой-либо период времени. Далее предположим, что ожидаемый эффект воздействия зависит только от времени:

$$\mathbb{E}[y_{it}(1) | \mathbf{c}_i] = \mathbb{E}[y_{it}(0) | \mathbf{c}_i] + \tau_t, \quad t = 1, \dots, T. \quad (28)$$

Записывая $y_{it} = (1 - w_{it})y_{it}(0) + w_{it}y_{it}(1)$ и используя (26), (27) и (28), получим

$$\mathbb{E}(y_{it} | \mathbf{w}_i, \mathbf{c}_i) = \mathbb{E}[y_{it}(0) | \mathbf{c}_i] + w_{it} \{ \mathbb{E}[y_{it}(1) | \mathbf{c}_i] - \mathbb{E}[y_{it}(0) | \mathbf{c}_i] \} = \mathbb{E}[y_{it}(0) | \mathbf{c}_i] + \tau_t w_{it}.$$

Если предположить аддитивную структуру $\mathbb{E}[y_{it}(0) | \mathbf{c}_i]$, а именно

$$\mathbb{E}[y_{it}(0) | \mathbf{c}_i] = \alpha_{t0} + c_{i0},$$

то получим

$$\mathbb{E}(y_{it} | \mathbf{w}_i, \mathbf{c}_i) = \alpha_{t0} + c_{i0} + \tau_t w_{it}, \quad (29)$$

уравнение для оценивания, к которому применимы хорошо известные методы. Поскольку $\{w_{it} : t = 1, \dots, T\}$ строго экзогенны условно на c_{i0} , можно применять модель с фиксированными эффектами или брать первые разности при полном наборе временных фиктивных переменных. Стандартный анализ предполагает $\tau_t = \tau$, но, разумеется, можно легко разрешить эффектам программы меняться во времени.

Можно брать математическое ожидание условно еще и на регрессорах $\mathbf{x}_{it}$ и предположить линейность, скажем, $\mathbb{E}[y_{it}(0)|\mathbf{x}_{it}, \mathbf{c}_i] = \alpha_{t0} + \mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\gamma}_0 + c_{i0}$. Если (26) принимает вид

$$\mathbb{E}[y_{it}(0)|\mathbf{w}_i, \mathbf{x}_i, \mathbf{c}_i] = \mathbb{E}[y_{it}(0)|\mathbf{x}_{it}, \mathbf{c}_i], \quad (30)$$

и похожую форму имеет (27), то в уравнение для оценивания (29) просто добавляется член $\mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\gamma}_0$. Более интересные модели получаются, если разрешить зависимость эффекта воздействия от разнородности. Предположим, вдобавок к предположению об игнорируемости в (30) (и эквивалентному условию для $y_{it}(1)$), что

$$\mathbb{E}[y_{it}(1) - y_{it}(0)|\mathbf{x}_{it}, \mathbf{c}_i] = \tau_t + a_i + (\mathbf{x}_{it} - \boldsymbol{\xi}_t)\boldsymbol{\delta}, \quad (31)$$

где a_i – функция от $\mathbf{c}_i$, нормализованная так, чтобы $\mathbb{E}(a_i) = 0$ и $\boldsymbol{\xi}_t = \mathbb{E}(\mathbf{x}_{it})$. Уравнение (31) позволяет эффекту воздействия зависеть от времени, ненаблюдаемой разнородности и наблюдаемых регрессоров. Тогда

$$\mathbb{E}(y_{it}|\mathbf{w}_i, \mathbf{x}_i, \mathbf{c}_i) = \alpha_{t0} + \tau_t w_{it} + \mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\gamma}_0 + w_{it}(\mathbf{x}_{it} - \boldsymbol{\xi}_t)\boldsymbol{\delta} + c_{i0} + a_i w_{it}.$$

Это модель с коррелированными случайными коэффициентами, поскольку коэффициент при w_{it} равен $(\tau_t + a_i)$, с математическим ожиданием τ_t . В общем случае хотелось бы разрешить w_{it} коррелировать с a_i и c_{i0} . При малом T и большом N мы не пытаемся оценить a_i (и c_{i0}). Но расширенное внутри-преобразование устраняет $a_i w_{it}$. Упростим ситуацию, предполагая $\tau_t = \tau$ и опуская все иные регрессоры. Тогда регрессия, которая, казалось бы, страдает от проблемы шумовых параметров, позволяет состоятельно оценить τ : следует регрессировать y_{it} на фиктивные переменные для лет, индивидов и переменные взаимодействия последних с w_{it} . Иными словами, следует оценить уравнение

$$\hat{y}_{it} = \hat{\alpha}_{t0} + \hat{c}_{i0} + \hat{\tau}_i w_{it}.$$

Хотя $\hat{\tau}_i$ обычно являются плохими оценками $\tau_i = \tau + a_i$, их среднее является хорошей оценкой для τ :

$$\hat{\tau} = N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{\tau}_i.$$

Стандартную ошибку можно найти, используя метод из Wooldridge (2002, Раздел 11.2) или применяя бутстрап.

Wooldridge (2005) дает простое достаточное условие, при котором обычная оценка с фиксированными эффектами, которая ведет себя как если бы эффекты воздействия были постоянными, состоятельно оценивает средний эффект воздействия. В дополнение к предположению о несмешанности достаточно предположить, что

$$\mathbb{E}(\tau_i|\ddot{w}_{it}) = \mathbb{E}(\tau_i) = \tau, \quad t = 1, \dots, T, \quad (32)$$

где $\ddot{w}_{it} = w_{it} - \bar{w}_i$. В сущности, эффекты воздействия на индивидуальном уровне могут коррелировать со средней склонностью быть подверженным воздействию $\bar{w}_i$, но не с отклонениями для какого-либо определенного периода времени.

Предположение (32) не является совсем общим, и интересно иметь простой способ определить, является ли эффект воздействия разнородным среди объектов. Для этого можно использовать корреляцию между τ_i и воздействием. Вспоминая, что $\tau_i = \tau + a_i$, полезным

предположением (которое не обязательно должно выполняться для получения теста) является следующее:

$$\mathbb{E}(a_i|w_{i1}, \dots, w_{iT}) = \mathbb{E}(a_i|\bar{w}_i) = \rho(\bar{w}_i - \mu_{\bar{w}_i}),$$

где прочие регрессоры отброшены. Тогда можно оценить уравнение (с регрессорами)

$$y_{it} = \alpha_{t0} + \tau w_{it} + \mathbf{x}_{it}\gamma_0 + w_{it}(\mathbf{x}_{it} - \bar{\mathbf{x}}_t)\delta + \rho w_{it}(\bar{w}_i - \bar{w}) + c_{i0} + e_{it}$$

как стандартную модель с фиксированными эффектами. Далее к $\hat{\rho}$ применим обычный t -тест, робастный к гетероскедастичности и серийной корреляции. Если нулевая гипотеза отвергается, это не означает, что обычная оценка с фиксированными эффектами несостоятельна, но такое возможно.

5 Полупараметрический и непараметрический подходы

Вернемся к постановке с двумя группами и двумя периодами. Athey & Imbens (2006) (AI) обобщают стандартную РР-модель в нескольких направлениях. Чтобы соответствовать обозначениям в AI, будем называть два временных периода $t = 0$ и $t = 1$, а две группы – $g = 0$ и $g = 1$. Пусть $Y_i(0)$ означает гипотетический исход при отсутствии воздействия, а $Y_i(1)$ – при его наличии. AI предполагают, что

$$Y_i(0) = h_0(U_i, T_i), \quad (33)$$

где T_i – временной период и

$$h_0(u, t) \text{ строго возрастает по } u \text{ для } t = 0, 1. \quad (34)$$

Случайная величина U_i отражает все ненаблюдаемые характеристики индивида i . Из уравнения (33) следует, что исход для индивида с $U_i = u$ будет одинаковым в данный период независимо от принадлежности к группе. Предположение о строгой монотонности (34) отсекает случай дискретной зависимой переменной, но Athey & Imbens (2006) приводят границы при слабой монотонности и показывают, как при дополнительных предположениях можно получить точечную идентификацию.

Распределение U_i может меняться по группам, но не во времени внутри групп, так что

$$D(U_i|T_i, G_i) = D(U_i|G_i). \quad (35)$$

Из этой предпосылки следует, что внутри группы популяционное распределение стабильно во времени.

Стандартную РР-модель в этих терминах можно записать в виде

$$h_0(u, t) = u + \delta \cdot t$$

и

$$U_i = \alpha + \gamma G_i + V_i, \quad V_i \perp (G_i, T_i),$$

хотя в силу линейности можно обойтись предположением $\mathbb{E}(V_i|G_i, T_i) = 0$. Если эффект воздействия постоянен среди индивидов, $\tau = Y_i(1) - Y_i(0)$, то

$$Y_i = \alpha + \beta T_i + \gamma G_i + \tau G_i T_i + V_i, \quad (36)$$

где $Y_i = (1 - G_i T_i)Y_i(0) + G_i T_i Y_i(1)$ – реализация исхода. Так как $\mathbb{E}(V_i|G_i, T_i) = 0$, параметры в (36) можно оценить с помощью МНК.

Athey & Imbens называют расширение обычной РР-модели моделью «*изменения изменений*» (ИИ). Они не только показывают, как получить средний эффект воздействия, но и доказывают, что распределение гипотетического исхода условно на воздействии

$$D(Y_i(0)|G_i = 1, T_i = 1)$$

идентифицируемо. Распределение $D(Y_i(1)|G_i = 1, T_i = 1)$ идентифицируемо по данным, поскольку $Y_i = Y_i(1)$ при $G_i = T_i = 1$. Дополнительное условие, которое используют АИ, состоит в том, что носитель распределения $D(U_i|G_i = 1)$ содержится в носителе $D(U_i|G_i = 0)$:

$$\mathbb{U}_1 \subseteq \mathbb{U}_0. \quad (37)$$

Пусть $F_{gt}^0(y)$ обозначает кумулятивную функцию распределения $D(Y_i(0)|G_i = g, T_i = t)$ для $g = 0, 1$ и $t = 0, 1$, а $F_{gt}(y)$ – КФР для наблюдаемого исхода Y_i условно на $G_i = g$ и $T_i = t$. По определению, $F_{gt}(y)$ обычно идентифицируема по данным в предположении случайных выборок для каждой пары (g, t) . АИ показывают, что при (33), (34), (35) и (37)

$$F_{11}^{(0)}(y) = F_{10}(F_{00}^{-1}(F_{01}(y))), \quad (38)$$

где $F_{00}^{-1}(\cdot)$ – обратная функция для F_{00} , которая существует при предположении о строгой монотонности. Заметим, что все КФР в правой части (38) можно оценить по данным; это просто КФР наблюдаемых исходов условно на разных парах (g, t) . Поскольку $F_{11}^{(1)}(y) = F_{11}(y)$, можно оценить распределения обоих гипотетических исходов условно на воздействии, $G_i = T_i = 1$.

Средний эффект воздействия в рамках ИИ-модели имеет вид

$$\tau_{CIC} = \mathbb{E}[Y(1)|G = 1, T = 1] - \mathbb{E}[Y(0)|G = 1, T = 1] = \mathbb{E}(Y_{11}(1)) - \mathbb{E}(Y_{11}(0)),$$

где индекс i отброшен, $Y_{gt}(1)$ – случайная величина, имеющая распределение $D(Y(1)|G = g, t)$, а $Y_{gt}(0)$ – случайная величина с распределением $D(Y(0)|G = g, t)$. При тех же предположениях, что и выше,

$$\tau_{CIC} = \mathbb{E}(Y_{11}) - \mathbb{E}[F_{01}^{-1}(F_{00}(Y_{10}))],$$

где Y_{gt} – случайная величина с распределением $D(Y|G = g, t)$. При наличии случайных выборок для каждой подгруппы, состоятельная оценка τ_{CIC} имеет вид

$$\hat{\tau}_{CIC} = N_{11}^{-1} \sum_{i=1}^{N_{11}} Y_{11,i} - N_{10}^{-1} \sum_{i=1}^{N_{10}} \hat{F}_{01}^{-1}(\hat{F}_{00}(Y_{10,i}))$$

при состоятельных оценках КФР $\hat{F}_{00}$ и $\hat{F}_{01}$ для контрольных групп в начальный и последующий моменты времени, соответственно. Теперь $Y_{11,i}$ обозначает реализацию наблюдаемого исхода для группы $g = 1, t = 1$; аналогично для $Y_{10,i}$. Athey & Imbens (2006) установили слабые условия, при которых $\hat{\tau}_{CIC}$ является $\sqrt{N}$ -асимптотически нормальной (естественно, число наблюдений должно расти внутри каждой группы). В случае, когда распределения Y_{10} и Y_{00} совпадают, оценка представляет собой простую разность средних для опытной группы по времени.

Описанный подход применим как в случае повторяющихся кросс-секций, так и в случае панельных данных. Athey & Imbens (2006) обсуждают, какие предположения можно ослабить в случае панельных данных и какие доступны альтернативные стратегии оценивания. В частности, если U_{i0} и U_{i1} представляют ненаблюдаемые характеристики объекта i в начальный и последующий периоды времени, соответственно, то (35) можно привести к виду

$$D(U_{i0}|G_i) = D(U_{i1}|G_i),$$

что позволяет структуру ненаблюдаемых компонент $U_{it} = C_i + V_{it}$, где V_{it} имеет одно и то же распределение в каждом периоде.

Как обсуждают АИ, при панельных данных доступны другие подходы к оцениванию. Altonji & Matzkin (2005) используют предположения о взаимозаменяемости для идентификации средних частных эффектов. Для иллюстрации их подхода предположим, что гипотетические исходы удовлетворяют предположению об игнорируемости

$$\mathbb{E}(Y_{it}(g)|W_{i1}, \dots, W_{iT}, U_i) = h_{tg}(U_i), \quad t = 1, \dots, T, \quad g = 0, 1. \quad (39)$$

Эффект воздействия для объекта i в период t равен $h_{t1}(U_i) - h_{t0}(U_i)$, а средний эффект воздействия –

$$\tau_t = \mathbb{E}[h_{t1}(U_i) - h_{t0}(U_i)], \quad t = 1, \dots, T.$$

Предположим, что

$$D(U_i|W_{i1}, \dots, W_{iT}) = D(U_i|\bar{W}_i), \quad (40)$$

то есть только интенсивность воздействия коррелирует с разнородностью. При условиях (39) и (40) можно показать, что

$$\mathbb{E}(Y_{it}|W_i) = \mathbb{E}[\mathbb{E}(Y_{it}|W_i, U_i)|W_i] = \mathbb{E}(Y_{it}|W_{it}, \bar{W}_i).$$

Ключевая особенность состоит в том, что $\mathbb{E}(Y_{it}|W_i)$ не зависит от $\{W_{i1}, \dots, W_{iT}\}$ произвольным образом; это функция только от $(W_{it}, \bar{W}_i)$. Если W_{it} непрерывны или принимают множество значений, для оценки $\mathbb{E}(y_{it}|W_{it}, \bar{W}_i)$ можно применить методы локального сглаживания. В случае эффектов воздействия оценивание очень простое, поскольку $(W_{it}, \bar{W}_i)$ может принимать только $2T$ значений. Средний эффект воздействия можно оценить как

$$\hat{\tau}_t = N^{-1} \sum_{i=1}^n (\hat{\mu}_t^Y(1, \bar{W}_i) - \hat{\mu}_t^Y(0, \bar{W}_i)).$$

Если объединить данные по t (и по i) и оценить линейную регрессию Y_{it} на $1, d2_t, \dots, dT_t, W_{it}, \bar{W}_i$, $t = 1, \dots, T$, $i = 1, \dots, N$, получим обычную оценку с фиксированными эффектами $\hat{\tau}_{FE}$ как коэффициент при W_{it} . Wooldridge (2005) описывает другие случаи и сравнивает эту стратегию с другими подходами. С помощью условного ММП для логит-модели можно оценить параметры, но обычно не средние эффекты воздействия, и требуется условная независимость. В пробит-модели Чемберлена с коррелированными случайными коэффициентами разнородность выражается в том, что $U_i|W_i \sim N(\xi_0 + \xi_1 W_{i1} + \dots + \xi_T W_{iT}, \eta^2)$, и это позволяет идентифицировать средние эффекты воздействия без предположения о взаимозаменяемости, но сохраняя предположение о распределении (и функциональной форме вероятности для зависимой переменной).

Для основного случая двух периодов, когда воздействие не происходит в начальный период времени ни для одного из объектов, но происходит для некоторых объектов во второй период, Heckman, Ichimura & Todd (1997) (HIT) и Abadie (2005) предлагают методы как для повторяющихся кросс-секций, так и для панельных данных, которые накладывают предположение о несмешанности на изменения во времени. Пусть $Y_t(w)$ обозначает гипотетический исход в момент времени t , $t = 0, 1$, соответствующий статусу подверженности воздействию w , $w = 0, 1$. Поскольку в начальный период воздействие отсутствует, $Y_0(1) = Y_0(0)$, что просто означает, что в начальный период времени гипотетические исходы отсутствуют.

Как в HIT (1997) и Abadie (2005), рассмотрим сначала оценивание

$$\tau_{att} = \mathbb{E}[Y_1(1) - Y_1(0)|W = 1].$$

Поскольку нет объектов, подверженных воздействию в начальный период времени, $W = 1$ означает наличие воздействия во втором периоде. Чтобы оценить τ_{att} , ключевым предположением о несмешанности является

$$\mathbb{E}[Y_1(0) - Y_0(0)|X, W] = \mathbb{E}[Y_1(0) - Y_0(0)|X], \quad (41)$$

так что, условно на X , статус подверженности воздействию не связан с изменениями во времени при отсутствии программы. Вдобавок, сделаем предположение о пересечении:

$$0 < \mathbb{P}\{W = 1|X = x\} < 1 \quad (42)$$

для всех x . Для оценки τ_{att} можно ослабить (42) до $\mathbb{P}\{W = 1|X = x\} < 1$. Используя регрессионный подход, можно оценить τ_{att} , сперва оценив $\mathbb{E}[Y_1(1) - Y_1(0)|X, W = 1]$. Как показано в НТ, это математическое ожидание идентифицируемо при условии (41). Пусть $Y_1 = (1 - W) \cdot Y_1(0) + W \cdot Y_1(1)$ – наблюдаемый исход для $t = 1$, а $Y_0 = Y_0(0) = Y_0(1)$ – в момент $t = 0$. Тогда

$$\begin{aligned} & \{\mathbb{E}(Y_1|X, W = 1) - \mathbb{E}(Y_1|X, W = 0)\} - \{\mathbb{E}(Y_0|X, W = 1) - \mathbb{E}(Y_0|X, W = 0)\} = \\ & \{\mathbb{E}[Y_1(1)|X, W = 1] - \mathbb{E}[Y_1(0)|X, W = 0]\} - \{\mathbb{E}[Y_0(1)|X, W = 1] - \mathbb{E}[Y_0(0)|X, W = 0]\} = \\ & \{\mathbb{E}[Y_1(1)|X, W = 1] - \mathbb{E}[Y_1(0)|X, W = 1]\} + \{\mathbb{E}[Y_1(0)|X, W = 1] - \mathbb{E}[Y_1(0)|X, W = 0]\} - \\ & - \{\mathbb{E}[Y_0(1)|X, W = 1] - \mathbb{E}[Y_0(0)|X, W = 0]\} = \\ & \{\mathbb{E}[Y_1(1) - Y_1(0)|X, W = 1] - \mathbb{E}[Y_0(1) - Y_0(0)|X, W = 1]\} + \\ & + \{\mathbb{E}[Y_1(0) - Y_0(0)|X, W = 1] - \mathbb{E}[Y_1(0) - Y_0(0)|X, W = 0]\} = \\ & \mathbb{E}[Y_1(1) - Y_1(0)|X, W = 1] - \mathbb{E}[Y_0(1) - Y_0(0)|X, W = 1], \end{aligned}$$

где последнее равенство выполняется в силу (41). Но $Y_0(1) = Y_0(0)$, то есть

$$\begin{aligned} & \{\mathbb{E}(Y_1|X, W = 1) - \mathbb{E}(Y_1|X, W = 0)\} - \{\mathbb{E}(Y_0|X, W = 1) - \mathbb{E}(Y_0|X, W = 0)\} = \\ & \mathbb{E}[Y_1(1) - Y_1(0)|X, W = 1]. \end{aligned} \quad (43)$$

Каждое из четырех математических ожиданий по левую сторону (43) можно оценить, имея случайные выборки для двух периодов. Например, можно использовать гибкие параметрические модели или даже непараметрическое оценивание, чтобы оценить $\mathbb{E}(Y_1|X, W = 1)$ по данным для объектов, подверженных воздействию в момент $t = 1$.

Анализ для

$$\tau_{ate} = \mathbb{E}[Y_1(1) - Y_1(0)]$$

аналогичный. Теперь добавим к (41) дополнительное предположение о несмешиваемости:

$$\mathbb{E}[Y_1(1) - Y_0(1)|X, W] = \mathbb{E}[Y_1(1) - Y_0(1)|X], \quad (44)$$

то есть о том, что статус подверженности воздействию не связан с эффектом воздействия. При (41) и (44)

$$\begin{aligned} & \{\mathbb{E}(Y_1|X, W = 1) - \mathbb{E}(Y_1|X, W = 0)\} - \{\mathbb{E}(Y_0|X, W = 1) - \mathbb{E}(Y_0|X, W = 0)\} = \\ & \mathbb{E}[Y_1(1) - Y_1(0)|X], \end{aligned} \quad (45)$$

так что теперь можно оценить средний эффект воздействия условно на X , используя оценки условных средних для четырех групп в соответствии с индикаторами периода и статуса подверженности воздействию. Если требуется τ_{ate} , можно просто усреднить разности подогнанных значений по регрессорам (вспомним, что имеются разные случайные выборки на каждый период времени). Оценка принимает вид

$$\hat{\tau}_{ate,reg} = N_1^{-1} \sum_{i=1}^{N_1} (\hat{\mu}_{11}(X_i) - \hat{\mu}_{10}(X_i)) - N_0^{-1} \sum_{i=1}^{N_0} (\hat{\mu}_{01}(X_i) - \hat{\mu}_{00}(X_i)), \quad (46)$$

где $\hat{\mu}_{tw}(x)$ – оцененная регрессионная функция для периода времени t и статуса подверженности воздействию w , N_1 – общее число наблюдений для $t = 1$, а N_0 – общее число наблюдений для нулевого периода. Базовый РР-подход с регрессорами просто предполагает линейность и постоянство коэффициентов по t и статусу подверженности воздействию. Конечно, эти предположения можно легко ослабить в контексте обычной модели линейной регрессии. Строго говоря, (45) ведет к τ_{ate} (после усреднения относительно распределения X) только если распределение регрессоров не меняется во времени. Конечно, одна из причин включения регрессоров – учет возможных изменений структуры рассматриваемых популяций во времени. Обычный РР-подход избегает этой проблемы, предполагая, что эффект воздействия не зависит от регрессоров. Уравнение (46) позволяет эффектам воздействия различаться в зависимости от X , но два средних значения обязательно подсчитываются для различных временных периодов.

Abadie (2005) показывает, как с помощью взвешивания на основе оцениваемой вероятности воздействия можно получить τ_{att} в случае повторяющихся кросс-секций при условии стационарности. Оценку можно записать способом, похожим на (46). В частности,

$$\hat{\tau}_{att,ps} = N_1^{-1} \sum_{i=1}^{N_1} \frac{(W_i - \hat{p}(X_i))Y_{i1}}{\hat{p}(1 - \hat{p}(X_i))} - N_0^{-1} \sum_{i=1}^{N_0} \frac{(W_i - \hat{p}(X_i))Y_{i0}}{\hat{p}(1 - \hat{p}(X_i))}, \quad (47)$$

где $\{Y_{i1} : i = 1, \dots, N_1\}$ – данные для $t = 1$, а $\{Y_{i0} : i = 1, \dots, N_0\}$ – для $t = 0$. Уравнение (47) имеет очевидную интерпретацию. Первое среднее – стандартная взвешенная оценка на основе оцениваемой вероятности воздействия, если использовать только $t = 1$ и предположить несмешиваемость в уровнях; см., например, Dehejia & Wahba (1999) и Wooldridge (2002, Глава 18). Второе среднее – та же оценка, но на данных для $t = 0$ (конечно, эта оценка сама по себе несет мало смысла, поскольку в период $t = 0$ нет индивидов, подверженных воздействию). Как и в (46), оцененный эффект воздействия – это разность двух оценок в разные периоды времени.

При наличии панельных данных можно брать разности для тех же объектов во времени. Например, (45) можно записать в форме

$$\mathbb{E}(\Delta Y | X, W = 1) - \mathbb{E}(\Delta Y | X, W = 0) = \mathbb{E}[Y_1(1) - Y_1(0) | X],$$

где $\Delta Y = Y_1 - Y_0$ – изменение в наблюдаемом исходе для типичного представителя популяции. Но это просто означает, что можно применить регрессионную корректировку или методы на основе оцениваемой вероятности воздействия к изменениям в Y . Регрессионная корректировка требует оценивания $\mu_1^\Delta(X) \equiv \mathbb{E}(\Delta Y | X, W = 1)$ и $\mu_0^\Delta(X) \equiv \mathbb{E}(\Delta Y | X, W = 0)$ с использованием опытной и контрольной групп, соответственно, а затем τ_{ate} как

$$N^{-1} \sum_{i=1}^N (\hat{\mu}_1^\Delta(X_i) - \hat{\mu}_0^\Delta(X_i)),$$

где N – общее число индивидов в панельных данных. Abadie (2005) показывает, что

$$\tau_{att} = (\mathbb{P}\{W = 1\})^{-1} \mathbb{E} \left[\frac{(W - p(X))\Delta Y}{1 - p(X)} \right], \quad (48)$$

где $p(X) = \mathbb{P}\{W = 1 | X\}$ – вероятность воздействия. Величины в (48) наблюдаемы или, в случае $p(X)$ и $\rho = \mathbb{P}\{W = 1\}$, оцениваемы. Как в Hirano, Imbens & Ridder (2003), для оценки $p(X)$ можно использовать гибкую логит-модель; в качестве $\hat{p}$ используется доля объектов, подверженных воздействию. Тогда

$$\hat{\tau}_{att,ps} = N^{-1} \sum_{i=1}^N \frac{(W_i - \hat{p}(X_i))\Delta Y_i}{\hat{p}(1 - \hat{p}(X_i))}$$

состоятельна и $\sqrt{N}$ -асимптотически нормальна. HIR обсуждают оценивание дисперсии. Wooldridge (2007) приводит простую корректировку, доступную в случае, когда $\hat{p}(\cdot)$ рассматривается как параметрическая модель.

При условии (44) получаем выражение, взвешенное на обратную вероятность

$$\tau_{ate} = \mathbb{E} \left[\frac{(W - p(X))\Delta Y}{p(X)(1 - p(X))} \right],$$

берущее начало в работе Horvitz & Thompson (1952). Чтобы оценить средний эффект воздействия для определенной популяции, необходимо предположение о полном пересечении (42), и тогда

$$\hat{\tau}_{ate,ps} = N^{-1} \sum_{i=1}^N \frac{(W_i - \hat{p}(X_i))\Delta Y_i}{\hat{p}(X_i)(1 - \hat{p}(X_i))}. \quad (49)$$

Hirano, Imbens & Ridder (2003) изучают эту оценку в деталях, когда $\hat{p}(x)$ – серийная логит-оценка. Если воспринимать эту оценку параметрически, простая корректировка делает легким проведение правильной инференции для $\hat{\tau}_{ate}$. Пусть $\hat{K}_i$ – слагаемое из (49) за вычетом $\hat{\tau}_{ate}$, а $\hat{D}_i = h(X_i)(W_i - \Lambda(h(X_i)\hat{\gamma}))$ – градиент (вектор-строка) логит-оценивания. Подсчитаем остатки $\hat{R}_i$ МНК-регрессии $\hat{K}_i$ на $\hat{D}_i$, $i = 1, \dots, N$. Тогда, состоятельная оценка $Avar\sqrt{N}(\hat{\tau}_{ate,ps} - \tau_{ate})$ – это просто выборочная дисперсия $\hat{R}_i$. Она никогда не превышает дисперсию, которая была бы получена при игнорировании оценивания $p(x)$ и простом использовании выборочной дисперсии самих $\hat{K}_i$.

Методы, которые сочетают регрессионную корректировку и взвешивание с помощью оцениваемой вероятности воздействия, также применимы к разностям при наличии панельных данных. Подробности можно найти в Imbens (2004), Wooldridge (2007), и Imbens & Wooldridge (2009).

6 Методы синтетической контрольной группы для сравнительных кейсов

В разделе 3 обсуждались РР-методы, игнорирующие выборочную вариацию при подсчете в средних по группам и временным периодам (в более общем случае, в регрессионных коэффициентах). Abadie, Diamond & Hainmueller (2007), основываясь на работе Abadie & Gardeazabal (2003), утверждают, что при анализе программ на общем уровне нет неточности оценивания: цель – определить эффект программы для всей популяции, скажем, штата, а совокупные величины измеряются без ошибки (или с очень маленькой ошибкой).

Конечно, один из источников вариации в каждом исследовании с применением данных, меняющихся во времени, – изменение исходов во времени, даже если те являются совокупными величинами, измеряемыми без ошибки. Методология кейс-стади – один из таких примеров: часто регрессии для временных рядов по одному объекту, такому как штат, применяются для определения эффекта программы (изменения скоростных ограничений, программы по контролю курения табака и так далее) на совокупный исход. Но недостатком таких кейсов является то, что в них не используется контрольная группа для учета совокупных эффектов, не имеющих ничего общего с определенной программой в штате.

В контексте исследований «случай-контроль», когда временной ряд доступен для конкретного объекта – опытной группы – часто бывает много потенциальных контрольных групп. Скажем, в примере с программой по контролю курения табака каждый штат США является потенциальной контрольной группой для Калифорнии (при условии, что он не проводил аналогичную программу). ADH изучают такую постановку и подчеркивают важность вариации, связанной с выбором подходящих контрольных групп. Они обращают внимание на то, что даже при отсутствии выборочной ошибки при анализе программ на уровне штата необходимо учитывать подобную неопределенность.

Поход ADH состоит в том, чтобы выбирать синтетическую контрольную группу из набора возможных контрольных групп. Например, в случае контроля курения табака в Калифорнии ADH выделяют 38 штатов, в которых подобные программы не проводились в исследуемый временной период. Вместо того чтобы использовать стандартный анализ с фиксированными эффектами (который фактически предполагает, что каждый штат одинаково хорош в качестве контрольной группы) б ADH предлагают выбирать взвешенное среднее потенциальных контрольных групп. Конечно, выбор подходящей контрольной группы или групп часто делается неформально, включая сопоставление на основе значений регрессоров в предпрограммный период. ADH формализуют процедуру выбора оптимальным образом выбирая веса, и предлагают способы проведения инференции.

Рассмотрим простой пример с двумя временными периодами: одним до реализации программы и одним после. Пусть y_{it} – исход для объекта i в периоде t , где $i = 1$ – объект, подверженный воздействию во втором периоде. Предположим, имеется J возможных контрольных групп, индексируемых как $\{2, \dots, J + 1\}$. Пусть $\mathbf{x}_i$ – наблюдаемые регрессоры для объекта i , которые не затрагиваются (или не были бы затронуты) программой; $\mathbf{x}_i$ может содержать регрессоры периода $t = 2$, если на них не влияет программа. Обычно эффект программы можно оценить как

$$y_{12} - \sum_{j=2}^{J+1} w_j y_{j2},$$

где w_j – неотрицательные веса, в сумме дающие единицу. Вопрос заключается в следующем: как выбрать веса, то есть синтетическую контрольную группу, чтобы получить лучшую оценку эффекта программы? ADH предлагают выбирать веса, минимизирующие, в простейшем случае, расстояние между $(y_{11}, \mathbf{x}_1)$ и $\sum_{j=2}^{J+1} w_j \cdot (y_{j1}, \mathbf{x}_j)$ или некоторую линейную комбинацию элементов $(y_{11}, \mathbf{x}_1)$ и $(y_{j1}, \mathbf{x}_j)$. Оптимальные веса – которые различаются в зависимости от определения расстояния – дают синтетическую контрольную группу, чьи исходы в период перед программой и регрессоры в период проведения программы «наиболее близки». При наличии более чем двух периодов можно использовать средние значения исходов в период перед программой или взвешенные средние, которые дают больший вес более недавним исходам в предпрограммный период.

ADH предлагают методы перестановки для проведения инференции, которые требуют оценки гипотетических эффектов воздействия для каждого региона (потенциальной контрольной группы), используя тот же метод синтетической контрольной группы, что и для региона, в котором проводилась программа. Таким способом можно сравнить, является ли оценка эффекта воздействия при использовании метода синтетической контрольной группы существенно больше оценки этого эффекта при случайном выборе региона. Инференция является точной даже в случае, когда совокупные исходы оцениваются с ошибкой по данным на индивидуальном уровне.

Литература

- Abadie, A. (2005). Semiparametric difference-in-differences estimators. *Review of Economic Studies* 72, 1–19.
- Abadie, A. & J. Gardeazabal (2003). Economic costs of conflict: A case study of the Basque Country. *American Economic Review* 93, 113–132.
- Abadie, A., A. Diamond & J. Hainmueller (2007). Synthetic control methods for comparative case studies: Estimating the effect of California's tobacco control program. *NBER Technical Working Paper* No. 335.
- Altonji, J.G. & R.L. Matzkin (2005). Cross section and panel data estimators for nonseparable models with endogenous regressors. *Econometrica* 73, 1053–1102.
- Angrist, J.D. & V. Lavy (2002). The effect of high school matriculation awards: Evidence from randomized trials. *NBER Working Paper* No. 9389.

- Ashenfelter, O. & D. Card (1985). Using the longitudinal structure of earnings to estimate the effect of training programs. *Review of Economics and Statistics* 67, 648–660.
- Athey, S. & G.W. Imbens (2006). Identification and inference in nonlinear difference-in-differences models. *Econometrica* 74, 431–497.
- Bertrand, M., E. Duflo & S. Mullainathan (2004). How much should we trust differences-in-differences estimates? *Quarterly Journal of Economics* 119, 249–275.
- Card, D. & A.B. Krueger (1994). Minimum wages and employment: A case study of the fast-food industry in New Jersey and Pennsylvania. *American Economic Review* 84, 772–793.
- Dehejia, R.H. & S. Wahba (1999). Causal effects in nonexperimental studies: Reevaluating the evaluation of training programs. *Journal of American Statistical Association* 94, 1053–1062.
- Donald, S.G. & K. Lang (2007). Inference with difference-in-differences and other panel data. *Review of Economics and Statistics* 89, 221–233.
- Hansen, C.B. (2007a). Asymptotic properties of a robust variance matrix estimator for panel data when T is large. *Journal of Econometrics* 141, 597–620.
- Hansen, C.B. (2007b). Generalized least squares inference in panel and multilevel models with serial correlation and fixed effects. *Journal of Econometrics* 140, 670–694.
- Hausman, J.A. & G. Kuersteiner (2005). Difference in difference meets generalized least squares: Higher order properties of hypotheses tests. Working Paper No. 2005-010, Boston University.
- Heckman, J., H. Ichimura & P. Todd (1997). Matching as an econometric evaluation estimator: Evidence from evaluating a job training programme. *Review of Economic Studies* 64, 605–654.
- Hirano, K., G.W. Imbens & G. Ridder (2003). Efficient estimation of average treatment effects using the estimated propensity score. *Econometrica* 71, 1161–1189.
- Horvitz, D. & D. Thompson (1952). A generalization of sampling without replacement from a finite universe. *Journal of American Statistical Association* 47, 663–685.
- Imbens, G.W. (2004). Nonparametric estimation of average treatment effects under exogeneity: A review. *Review of Economics and Statistics* 86, 1–29.
- Imbens, G.W. & J.M. Wooldridge (2009). Recent developments in the econometrics of program evaluation. *Journal of Economic Literature*, forthcoming.
- Kiefer, N.M. (1980). Estimation of fixed effect models for time series of cross-sections with arbitrary intertemporal covariance. *Journal of Econometrics* 14, 195–202.
- Loeb, S. & J. Bound (1996). The effect of measured school inputs on academic achievement: Evidence from the 1920s, 1930s and 1940s birth cohorts. *Review of Economics and Statistics* 78, 653–664.
- Meyer, B.D., W.K. Viscusi & D.L. Durbin (1995). Workers' compensation and injury duration: Evidence from a natural experiment. *American Economic Review* 85, 322–340.
- Solon, G. (1984). Estimating autocorrelations in fixed-effects models. *NBER Technical Working Paper* No. 032.
- White, H. (1980). A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica* 48, 817–838.
- Wooldridge, J.M. (2002). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. MIT Press: Cambridge, MA.
- Wooldridge, J.M. (2003). Cluster-sample methods in applied econometrics. *American Economic Review* 93, 133–138.
- Wooldridge, J.M. (2005). Fixed effects and related estimators for correlated random-coefficient and treatment effect panel data models. *Review of Economics and Statistics* 87, 385–390.
- Wooldridge, J.M. (2007). Inverse probability weighted M-estimation for general missing data problems. *Journal of Econometrics* 141, 1281–1301.

Difference-in-differences estimation

Jeffrey M. Wooldridge

Michigan State University, East Lansing, USA

This article provides an overview of difference-in-differences estimation, starting with a review of the basic methodology, discussing in some detail recent advances in inference, and concluding with new methods for estimating treatment effects in various nonlinear and semiparametric models.

