

日本の医薬品市場における東日本大震災の生産面の影響

東北大学大学院 経済学研究科

博士後期3年の課程所属

沢田 拓哉

1. イントロダクション

日本では2020年から、一部の製薬企業による「品質管理」の問題から後発医薬品の供給不足問題が発生している。この原因は「医薬品の製造管理及び品質管理の基準（GMP: Good Manufacturing Practice）」の違反があり、伊豆津他（2023）によると医薬品の供給不足は日本だけでなく後発医薬品の活用が早く進んだアメリカなど他の先進諸国でも発生している。また供給障害の要因の1つとして自然災害が挙げられており、例えば日本で2011年に発生した東日本大震災では、多くの製薬企業で工場の稼働停止や破損など影響を受けたことが確認されている（薬事日報、2011）。

東日本大震災の被害について、本震による震度は宮城県、福島県などで震度6強を、全国的に震度6弱から震度1の揺れが観測され、岩手県、宮城県、福島県を中心とした太平洋沿岸部を巨大な津波が襲った（内閣府、2011）。この結果、死者19747人、行方不明者2556人、建物の全壊半壊一部損壊が合わせて1154893棟と報告され、経済的には約16.9兆円の被害額を出したと言われている（国土交通省、2021）。医薬品について震災の発生した当時、ライフラインとして重要であることから、現場では処方日数制限などを利用して対応したと報告されている（佐藤他、2014、日本薬剤師会、2012など）。しかし医薬品の供給不足は被災地のみではなく、全国的に発生する可能性があり、その要因として2つ考えられる。第1は、直接的に被害の影響を受けた被災地で生産量が減少した場合である。被災地で生産される医薬品の薬効が固定的な場合、または特許などにより生産できる企業が少ない場合、被災地以外で影響が出る可能性があり、福島県いわき市に位置するあすか製薬の工場で生産されるチラージンが例として挙げられる（佐藤、2011）。第2は、地震の間接的な影響が全国に波及する場合で、被災地域での医薬品の原薬や中間体の生産が減少することで、供給不足が全国的に発生する可能性がある。一方で、そういった日本全国の医薬品市場に関する分析は筆者の知る限り中島（2011）のみとなっており、この論文では直接的な影響を受けた医薬品の全国供給に関しての対策と安定供給できたという認識のみが記述され、定量的には述べられていない。

本研究では、東日本大震災が医薬品の生産に与えた影響についてパネルデータを用いた県・年・月の固定効果を含んだ差分の差分法を用いて検証する。特に東日本大震災が、被災地における医薬品の生産金額と主に国産の原料を用いた医薬品の生産金額、月末在庫に与

えた影響を推定する。さらにサプライチェーンの情報を用いて仕入先の企業の工場が被災したことを通じた東日本大震災の間接的な影響も推定する。また有意な結果が確認された被説明変数を対象にイベント・スタディモデルから動態的な影響について分析する。

本研究で用いたデータセットは主として2つある。第1に『薬事工業生産動態統計調査』の都道府県別の医薬品生産金額のパネルデータである。このデータでは各都道府県の医薬品の生産金額が様々な分類ごとに記録されている。本稿では月次データとしてアクセスできる2009年からフォーマット変更前の2018年までのデータのうち、医薬品の生産金額、月末在庫金額、製造所数などを用いる。第2に東京商工リサーチ社のTSR企業情報ファイルのデータセットで、各企業の本社住所や販売先と仕入先の情報を利用する。しかし、この仕入先の企業について企業の名称のみ記載されており、本社や工場場所は記載されていない。そこで各企業のウェブサイトと沿革を確認することで、都道府県ごとの仕入れ関係についてのデータを構築した。

本研究が東日本大震災の医薬品市場の生産への影響を研究する意義は、大きく2つある。第1に、医薬品の供給不足に関連する。医薬品供給不足を理論的に分析したWoodcock and Wosinska (2013)はアメリカ市場で発生したジェネリックの無菌注射薬の不足の原因について報告している。この研究では買い手は、市場のそれぞれの財を完全代替として見ているため、価格競争が行われている点に原因があると述べている。つまり、買い手が品質を正しく評価できず、価格が下がり続けていることが要因の1つである。一方、供給不足は基本的に生産障害の延長線上で発生し、災害など予期できないイベントが要因による供給不足は発生する可能性はあるが、実際にそういった予期できないイベントが契機の供給不足はほとんど発生していないとも述べている。日本での医薬品の供給不足について伊豆津他 (2023) は、需要の増加や品質問題、原薬の不足、経営上の問題による撤退、災害やパンデミック等が要因だと述べている。また医薬品の不足が発生する要因とリスクの大きさは有効成分や工程の複雑さなどにより大きく異なり、日本では薬価水準が果たす役割が大きいと述べている。

医薬品の供給不足についての実証分析は非常に少なく、最初の研究であるYurukoglu et al. (2017)は、Medicareの償還金の支払いシステムの変更により償還比率が0.09から0.10に増加することで供給不足の日数が0.71~0.82日増加することを報告している。またLee et al. (2021)は、医薬品の供給停止の報告を義務化したことによって業務の透明性が上がり、供給不足がより早く回復することが報告されている。Fitzpatrick (2022)は、配給制度を利用してウガンダの公的医療機関における在庫切れが民間医療機関に及ぼす影響を検証し、公的医療機関の配給直前で在庫切れを起こしやすい時期に民間医療機関の医薬品の価格が上がることを報告している。これらの供給不足の研究は制度導入や配給制度など事前のアナウンスメントを含めた予期できる可能性が存在するが、本研究では、災害という完全に予期できないという点で、先行研究のギャップを埋めることができると考える。

第2に東日本大震災による経済的な影響や災害のサプライチェーンを通じた影響の研究

にも貢献する。東日本大震災当時の現地供給については様々な研究で議論されており、福本他（2011）は東日本大震災の被災現場の物資の過不足について、被災直後は物資が不足したが震災の数日後では支援物資等の到着により物資が飽和し始めたことが述べられている。ただし物資の種類の偏りから廃棄コストが追加で発生したことや、人手が足りず仕分け等が難しかったことも同時に報告している。医薬品についても同様のことが確認され、日本医薬品卸売業連合会（2015）では仕分けに多くの労力が要したこと、需要とのミスマッチが多かったことが述べられている¹。また全国的な医薬品供給について中島（2011）は、被災地に工場がある特定の医薬品の買い占めなどが発生しないような流通管理や出荷調整、情報提供を行うことを求められたことを報告している。

東日本大震災に関する実証分析で、本稿に最も関連がある研究は Carvalho et al. (2021)であり、サプライチェーンに注目して上流企業・下流企業が東日本大震災に被災したときの企業の売上高への影響について差分の差分法で検証している。ここで直接被災した企業を除外し、サプライチェーンの4個上流と4個下流の企業が本社住所の情報から被災しているかについて、ダミー変数を構築して被災による間接的な影響を検証している。この結果、上流・下流ともにすべての主要な説明変数の係数が負で有意な結果を報告し、サプライチェーンの代替先を見つけることが短期的に難しいことが要因だと述べている。また同様に Yi et al. (2017)では東日本大震災により直接またはサプライチェーンを通して間接的に被災した企業の信用取引の変化について検証しており、直接被災した企業の信用取引が1.5%増加したことを報告している。また Boehm et al. (2019)は日系の多国籍企業が東日本大震災後の数か月間に大幅に生産減少に見舞われたことを分析しており、ショックが国家間に伝播することを示した。このように東日本大震災の研究で日本企業全体や日本の市場全体の影響を対象とした研究は多く存在するが、1つの市場に注目した実証研究は筆者の知る限り存在しない。一方で日本の医薬品市場では診療報酬制度により医療用医薬品の価格が原則2年に1度改定され、短期的には価格が固定されている。したがって供給へのショックがあった場合、価格の上昇を通じてショックを吸収することができないため、供給不足につながる可能性が存在する。これは、災害が供給不足の要因の1つと述べている Woodcock and Wosinska (2013)や伊豆津他（2023）を検証する上でも重要である。

本稿の分析から次の3点が明らかになった。まず東日本大震災により被災地の医薬品の生産全体について負で有意な影響が確認された。2つ目に仕入れ先が被災しているかまで考慮した場合、主として国産の原料・原薬を用いた医薬品について直接的にも間接的にも負で有意な影響が確認された。最後に月末在庫についてどのモデルでも有意な結果は確認されず、医薬品の生産の減少に対して製薬企業の在庫を放出することで対処したわけではないと考えられる。

¹ 他に堂本（2019）は被災地での医薬品供給についての定性分析と供給会社へのインタビューを行い、震災直後に需要が一時的に増加したと予想されるが、安定供給も十分なされていたと報告している。

本稿の構成は以下の通りである。第 2 節で使用するデータについて説明する。第 3 節は分析に用いる推定モデルを紹介する。第 4 節では推定結果を示す。そして第 5 節では結論を示す。

2. データ

本研究は東日本大震災による地震、津波と原発被害の 3 つの影響について医薬品の生産の影響を受けた直接的な影響とサプライチェーンを通じて受けた間接的な影響について識別する。そこで主に厚生労働省の『薬事工業生産動態統計調査』の都道府県別・月次データと東京商工リサーチ社の TSR 企業情報ファイルのデータを利用する。TSR データは、Carvalho et al. (2021)が企業レベルのサプライチェーン関係のデータとして用いたものであり、企業の設立年や本社住所、販売先と仕入先が記載されている。本研究は都道府県別データに合わせるために各企業の工場の所在地の情報と組み合わせて分析する。

以降のサブセクションでは、データの構成について概要を述べ、分析に使用した変数について概説する。

2-1. 都道府県別・月次データ

『薬事工業生産動態統計調査』は「医薬品、医療機器等の品質、有効性及び安全性の確保等に関する法律」に規定される、厚生労働省から許可を受けて医薬品などを製造販売する製造販売事務所と製造所を対象として収集されているデータセットである。今回は同調査のフォーマットが改正される前までの 2009 年 1 月から 2018 年 12 月までのデータを利用する。ここでは、製造販売事務所と製造所をまとめて事業所と呼ぶ。この調査対象数は約 11700 事業所で、対象の事業所は法律により報告を義務付けられているので、医薬品を生産する企業すべてが対象となる。この調査の回答率は今回用いるデータの期間では 44%の回答率だが、回答の集計対象が最終製剤の事業所のみとし、それを全体の事業所数で除することで求めているため比率が小さくなっている²。このデータセットでは都道府県別・月別の医薬品全体の生産金額だけではなく、医薬品の原料・原薬が国産のものを主としているものなのか輸入されたものを主としているのかといった属性ごとの金額や製造所数や従業員数、出荷金額なども記載されている。

本稿では、3 つの被説明変数を用いて東日本大震災が医薬品の生産等に影響を与えたかを分析する。第 1 は、各都道府県の医薬品の生産金額の合計である。これは、各事業所において調査月間に製造された最終製剤の生産金額となっており、原料・原薬が主として国産のも

² <https://www.mhlw.go.jp/toukei/list/105-1b.html>

のか輸入されたものかどうか区別しないことで日本の医薬品市場全体での影響を分析する。第2は、各都道府県の医薬品の生産金額のうち、主として原末、原液及び製剤原料を含む国産の医薬品から製造された医薬品の生産金額の合計である（以降、国産原薬の医薬品と呼ぶ）。この分析により日本国外からの原薬等の供給を受けている医薬品の影響を取り除く。これは第1の分析から震災後に海外からの原薬供給により生産体制を維持していた可能性を取り除くこととなり、国内の生産の影響を抽出して分析する。第3は月末在庫の金額である。前述2つの被説明変数が東日本大震災において負の影響を受けていた場合、医薬品の供給への影響とその結果の供給不足そのものが被災地だけではなく全国的に発生していた可能性が存在する。しかし実際に全国的な供給不足について定量的に分析したものは筆者の知る限り確認したことがない。その場合、各企業の在庫を放出することで供給不足に対処していた可能性が考えられるので、月末在庫に対して東日本大震災後に被災地や被災地以外での変化があったかを検証する。

これら被説明変数以外に、他の影響をコントロールするため、各都道府県の生産が行われた製造所数、製造所で実際に生産・管理等を行う従業員数を加える。さらに県内の景気の影響をコントロールするために厚生労働省（2025）の『一般職業紹介状況』の都道府県別・月次の有効求人倍率と国外からの影響をコントロールするために日本銀行の円ドル為替レートを加える。

これらの記述統計は表1にまとめた。『薬事工業生産動態統計調査』の金額の単位は千円となっているが、係数が大きくなりすぎるため単位を百万円に調整している。また最小値を確認すると、製造所数・従業員数が0であっても生産していることが分かる。これは薬局での製剤や、病院などの無菌室といった特殊な設備が必要な場合、事業所にカウントされていない可能性があると考えられる。

[表1 変数の記述統計]

2-2. サプライチェーン情報

本研究では仕入れ企業の情報として東京商工リサーチ社のTSR企業情報ファイルを用いる。これは日本の国内企業に関する情報を収集したもので、具体的には各企業の創業年、本社住所、工場数、売上高や日本産業分類での業務分類などに加えて、各企業の販売先と仕入先が5社ずつ記載されている。

このデータは国勢調査のような企業が必ず回答するものではなく、各企業の調査時期が同じではない。そこで今回は2020年から2024年の調査データで業務分類のうち、医薬品製造業（1651: 医薬品原薬製造業～1654: 生薬・漢方製剤製造業）が第1分類の1034社のデータを利用する。ここから創業年を確認し、東日本大震災が発生した2011年3月11日以

前から創業されている企業 716 社を抽出した。この 716 社の企業の仕入先の企業情報を利用し、2011 年当時と同じであることを仮定して分析を行うが、企業の倒産により分析に大きな影響を与える可能性がある。しかし東日本大震災後の倒産について東京商工リサーチ（2012～2019）によると医薬品が属する化学工業・石油製品製造業の倒産件数は最も少ない 2018 年で 14 件、その年の倒産件数の 0.17%、多くても 2012 年で 29 件、その年の倒産件数の 0.23%と非常に低い比率となっている。したがって化学工業の中の 1 分野である医薬品生産企業の倒産の比率はさらに小さいと予想され、倒産により仮定が崩れる可能性は低いと考えられる。

このデータの位置情報を利用する際の注意点として、記載されている住所は調査時の本社住所のみで、実際に東日本大震災当時の本社住所と生産を行う工場は別の住所にある可能性が挙げられる。そこで各企業のウェブサイトで工場の住所と沿革を調べ、東日本大震災当時の工場の配置を調べた。ただしウェブサイトがない企業でかつ、TSR データの工場数がゼロの企業は本社住所を用いた。この仕入れ先の工場配置のデータを利用して、各都道府県の工場の仕入れ関係について構築した。ここで各企業の仕入れ関係のデータを都道府県単位として利用する際の仮定として企業が複数の都道府県にそれぞれ工場を持つ場合、それぞれの工場で企業のどの医薬品を生産しているか不明であるため、該当する工場がある都道府県すべてから仕入れを行うとする。この医薬品製造企業の住所配置は図 1 で、各県の工場数と被災地に該当する都道府県に工場がある企業数の散布図が図 2 である。

[図 1 医薬品製造業の企業の工場配置]

[図 2 各県の工場数と被災地からの仕入れ企業数]

Carvalho et al. (2021) では 2 つのデータの限界が述べられており、1 つは仕入れ—販売先関係であることしか分からず、具体的な取引金額について分からないこと、もう 1 つは TSR データで述べられている仕入れ—販売先以外にも取引を行う企業が存在する可能性があることである。この 2 つの仮定は企業の仕入れ関係が維持されていることに関連するものであり、本稿もこの仮定の上で議論する。

このときの仕入れ企業の情報は Carvalho et al. (2021) では川上企業の 4 社先までで有意な影響があることを調べているが、今回は上流 1 社のみを確認した。医薬品のサプライチェーンは複雑だが、先発医薬品については契約関係により上流企業が他社に供給することを制限されていることや自社製造が多いこと、2011 年ではそういった先発医薬品が数量ベースで市場の約 80%を占めているので（厚生労働省、2012）、1 社だけ上流のみを確認した場合であっても十分にサプライチェーンの影響を確認できると考えられる。

2-3. 被災地

「被災地」は、Carvalho et al. (2021)と同様に3つの法令が適用された41市町村を含む都道府県とする。1つ目の法令は2011年4月28日に告示された「激甚災害に対処するための特別財政援助等に関する法律施行令第41乗第2項の規定に基づく告示について」である³。他2つは首相官邸により4月21日と22日に掲示された告示された、福島第一及び第二原子力発電所による計画的非難区域と緊急時避難準備区域の指令である⁴。このとき、被災地は青森県、岩手県、宮城県、福島県の4県とする。Appendixではこの4県を含む被災地域の別の定義として東北地方全体の場合や計画停電の影響を受けた地域の場合に対して、本稿のモデルが頑健であることを検証する。

このときの被災地と被災地以外でまとめた記述統計は表2にまとめた。被災地以外の地域の生産金額の平均を比較すると被災地の2.5倍となっており、非常に大きな差があり有意であるが($t = 22.621$)⁵、これは生産量が多い東京都や大阪府、富山県などが被災地以外の地域に割り当てられているからである。

[表2 被災地と被災地以外それぞれの記述統計]

3. 手法

本稿では、東日本大震災の医薬品の生産の影響を確認するために以下の3つの手法から推定する。第1にパネルデータにおける差分の差分法を用いたモデルである。第2に第1のモデルから発展させて仕入先の被災による間接的な影響を考慮した三重差分法を用いたモデルである。第3に動態的な影響を確認するためのイベント・スタディモデルであり、順に説明する。

3-1. 差分の差分法

まず東日本大震災が被災地の医薬品の生産に影響を与えたのかを検証するために、以下の固定効果を用いた差分の差分法の回帰式(1)を推定する。

(1)

³ https://www.mlit.go.jp/report/press/house03_hh_000054.html

⁴ <https://www.kantei.go.jp/saigai/pdf/20110421110001shiji.pdf>
<https://www.kantei.go.jp/saigai/pdf/201104220944siji.pdf>

⁵ 他の被説明変数である国産原薬の医薬品の生産金額と月末在庫金額の平均についても被災地と被災地以外について統計的に有意な差が確認された。

$$Y_{iym} = \gamma_i + \gamma_y + \gamma_m + \alpha_1 After_{ym} + \alpha_2 Treat_i \times After_{ym} + X_{iym} + \varepsilon_{iym}$$

Y_{iym} は都道府県*i*の*y*年*m*月の被説明変数で、都道府県*i*の*y*年*m*月の医薬品の生産金額の合計、国産原薬の医薬品の生産金額、月末在庫の金額の3つである。 $Treat_i$ は都道府県*i*が被災地に該当するときに1を取るダミー変数を示す。 $After_{ym}$ は2011年3月以降のとき1を取るダミー変数を示す。ここで東日本大震災が生産にマイナスの影響を与えた場合、交差項の係数である α_2 が負で有意となると予想され、このパラメータに注目する。 X_{iym} は都道府県*i*の*y*年*m*月の製造所数、製造所数の2乗項、従業員数、*y*年*m*月末の円ドル為替レート、都道府県*i*の*y*年*m*月の有効求人倍率を表し、海外からの影響や各都道府県の景気状況を反映する。県の固定効果 γ_i 、年の固定効果 γ_y 、月の固定効果 γ_m を用いた固定効果モデルで推計を行う。最後に ε_{iym} は回帰式の誤差項で、標準誤差は都道府県を単位としたクラスターロバスト標準誤差である。

3-2. 3重差分法

仕入先の企業が被災している場合、被災地の生産金額の影響を過小に推計する可能性がある。さらに前述の通り、仕入先が被災して間接的な影響を受けている場合、医薬品供給という点から全国的なライフラインを維持する上で重要である。したがってサプライチェーンを通じた間接的な影響を分離し、分析するために仕入先の企業が被災していることを考慮した、以下の固定効果を用いた三重差分法の回帰式(2)を推定する。

$$Y_{iym} = \gamma_i + \gamma_y + \gamma_m + \beta_1 After_{ym} + \beta_2 Treat_i \times After_{ym} + \beta_3 After_{ym} \times Upstream_i + \beta_4 Treat_i \times After_{ym} \times Upstream_i + X_{iym} + \varepsilon_{iym} \quad (2)$$

Y_{iym} 、 $Treat_i$ 、 $After_{ym}$ 、 X_{iym} 、 γ_i 、 γ_y 、 γ_m と ε_{iym} は式(1)と同様のものを示す。 $Upstream_i$ は都道府県*i*に工場がある企業が、被災地に工場がある企業から仕入れを行っているときに1を取るダミー変数である。このとき被災地($Treat_i = 1$)の工場から仕入れを行う企業が都道府県*i*に1社でも工場があれば $Upstream_i = 1$ とする。したがって β_3 と β_4 が負で有意な結果であれば Carvalho et al. (2021)と一致し、同様に係数が負になると予想する。ここで式(1)と同様に東日本大震災が生産にマイナスの影響を与えた場合、 β_2 と β_4 が負で有意な結果になると予想され、 β_2 、 β_3 と β_4 の3つのパラメータを主に注目する。また式(1)と同様に、都道府県・年・月の固定効果モデルで分析する。

3-3. イベント・スタディ

最後に、式(1)(2)により東日本大震災が被災地や、サプライチェーンが被災地にある都道府県の生産等に影響を与えている場合の長期的な動態を分析するために、以下のイベント・スタディモデルの回帰式(3)~(5)を推定する。

$$Y_{iym} = \sum_{\tau \neq -1} \gamma_{\tau} Treat_i \times D_{\tau} + X_{iym} + \gamma_i + \gamma_y + \gamma_m + \varepsilon_{iym} \quad (3)$$

$$Y_{iym} = \sum_{\tau \neq -1} \gamma_{\tau} Upstream_i \times D_{\tau} + X_{iym} + \gamma_i + \gamma_y + \gamma_m + \varepsilon_{iym} \quad (4)$$

$$Y_{iym} = \sum_{\tau \neq -1} \gamma_{\tau} \times \mathbf{1}\{\text{被災地以外}\} \times D_{\tau} + X_{iym} + \gamma_i + \gamma_y + \gamma_m + \varepsilon_{iym} \quad (5)$$

Y_{iym} 、 $Treat_i$ 、 $Upstream_i$ 、 X_{iym} 、 γ_i 、 γ_y 、 γ_m と ε_{iym} は式(1)(2)と同様のものを示す。 D_{τ} は各年または各年の上半期・下半期（Bom et al., 2022）のダミー変数を示す。また Y_{iym} が月末在庫のとき、被災地以外の在庫を用いることで全国の供給をカバーしていたことも考えられる。このとき(3)式では震災後の各年について有意な結果が確認されないと予想されるので、被災地以外の地域の月末在庫の影響を見るために(5)式を用いる。 $\mathbf{1}\{\text{被災地以外}\}$ は $Treat_i$ が0のときに1を取るダミー変数で、被災地以外を表す。このとき(3)~(5)式それぞれにおいて東日本大震災が発生する前年以前には有意な結果にならず、東日本大震災以降に負で有意な結果になると予想される。

4. 結果

(1)式の各被説明変数に関する推定結果を表3にまとめた。まず被説明変数が医薬品の合計金額のとき、交差項の係数が負で有意な結果が確認された(①列)。一方、国産原薬の医薬品の生産金額と月末在庫金額について、交差項の係数は負だが有意な結果は確認されず、限定的な結果となった(②・③列)。このとき被災地の平均生産金額が約76.38億円なので、交差項の係数から約43.83(=3347.878/7638)%となり、東日本大震災の影響は非常に大きいと言える。これは被災地における製造業の生産低下率の推計値が23%と比較すると(徳井他, 2012)、医薬品産業では他の製造業と比較して大きい比率であることが分かる。一方、国産原薬の医薬品について交差項の係数が有意でない理由として大きく2つ考えられる。第1は、サプライチェーンの影響が全国的にあったことにより有意な結果が確認されなかったと考えられる。これは医薬品の合計金額の結果と異なり輸入による原薬の補填ができず、仕入れ先が被災していることで被災地の影響が表れにくくなっていることが要因だと

考えられる。第2は、県ごと、正確にはその県に所在する企業ごとに生産する医薬品・企業特性が異なるため、県の固定効果に吸収されることも要因として考えられる。月末在庫について交差項の係数が有意でないことから生産の低下に対して月末在庫の放出で対応したわけではないことが分かる。この要因として、この月末在庫金額が製造所と管理倉庫内にある、自社製造所製品の在庫金額なので、卸売企業や薬局、病院の在庫は反映されていないことが考えられる。実際に、東日本大震災当時、現地で供給不足になったという報告はなく、被災現場への供給は卸売企業と厚生労働省が管理していた（村井、2015）。したがって卸売企業は平時でも0.5か月分の需要を在庫として持っているため（日本医薬品卸売業連合会、2015）、市場の状況をより正確に把握していた卸売企業が在庫を放出し、製薬企業の在庫まで影響が出ていないと考えられる。

[表3 東日本大震災が医薬品の生産・在庫金額に与えた影響の推定結果]

次に(2)式を用いた、サプライチェーンを含めた影響についての推定結果を表4にまとめた。被説明変数が医薬品の生産金額全体るとき3重交差項が、被説明変数が国産原薬の医薬品るとき被災地ダミー変数と震災ダミー変数の交差項の係数が負で有意な結果が確認され、東日本大震災により被災地の医薬品生産が減少したことが分かる（①・②列）。被災地を表す項の両方が有意にならない原因として、 $Treat_i = 1$ かつ $Upstream_i = 0$ となる県は4県のうち青森県のみと対象が少ないことが要因と考えられる。このとき表3の①列と比較して有意になった係数を比較すると被説明変数が医薬品全体ときの3重交差項の係数の大きさと近い値であることから、被害の大きさについては同様に分析され、被災地を表す係数が片方のみに依存することの裏付けになっていると考えられる。また仕入先が被災したときの影響に注目すると、被説明変数が国産原薬の医薬品るとき震災後のダミー変数とサプライチェーンのダミー変数の交差項が負で有意な結果が確認された（②列）。これは震災がサプライチェーンを通じて間接的に負の影響を受けており、短期的なサプライチェーンの影響について述べた Carvalho et al. (2021)と同様に国産原薬の医薬品は長期的に負の影響を受けることが確認された。このとき被説明変数が医薬品全体ときは仕入れ先の被災について有意な結果が確認されなかったが（①列）、サプライチェーンの影響が長期的に残っているのではなく、短期的に影響を受けて、製薬企業は長期的には代替を見つけることができた可能性も考えられる。一方で、震災後のダミー変数の係数については正で有意な結果が確認された（②列）。これは震災の影響を受けていない地域は連続生産といった技術革新や市場拡大により生産金額が増えていると考えられる。最後に被説明変数が月末在庫のとき、有意な結果は確認されず（③列）、式(1)の結果と一致する結果になっており、同様の要因があると考えられる。

[表4 東日本大震災が仕入先を通じて医薬品の生産・在庫金額に与えた影響の推定結果]

最後に今まで有意な結果が確認された説明変数について、(3)~(5)式を用いて動態的な影響を確認する。まず東日本大震災が被災地の医薬品の生産金額に与えた影響についての結果は図3にまとめた。このとき年単位に区切ったときの結果では、震災以前では有意な結果は確認されず、震災後は2011年から2016年まで負で有意な結果が確認された(図3-(a))。また半年区切りの場合では、震災以前では有意な結果は確認されず、2011年下半期から2016年下半期まで負で有意な結果が確認された(図3-(b))。この結果は式(1)(2)での推定結果を補強する結果となり、東日本大震災が長期的に医薬品の生産に対してマイナスの影響を与えたことが分かる。ただし2017年以降で有意な結果が確認されなかったのは時間の経過より東日本大震災の影響が薄くなったことが考えられる。また2011年上半期で有意な結果が確認されなかったのは東日本大震災が発生する前の1月と2月を含んでいることが要因として考えられる。ここでは省略したが、イベント期間を短く四半期ごとに区切った場合では有意な結果は確認されなかった。これは観測値数の全体に占める割合が小さいことが、推論において過剰な棄却率につながっている可能性があるからだと考えられる(MacKinnon and Webb, 2017)。

[図3 東日本大震災が医薬品の生産金額に与えた動態的な影響の推定結果]

次に東日本大震災が被災地における国産原薬の医薬品の生産金額に与えた影響についての(3)式を用いた推定結果を図4にまとめた。このとき年区切りでは2009年、2011年、2012年、2015年が負で有意な結果が確認された(図4-(a))。また半年区切りの場合、2010年上半期が正で有意で、2011年下半期、2012年下半期が負で有意な結果となり、震災後の他の係数は負だが有意でない結果が確認された(図4-(b))。これは東日本大震災の影響が限定的に反映されている点で表3の②列や表4の②列と近い結果となった。

[図4 東日本大震災が国産原薬の医薬品の生産金額に与えた動態的な影響の推定結果]

さらに(4)式を用いて仕入先が被災しているときの影響について動態的に分析した推定結果を図5にまとめた。ここでの結果は被説明変数が国産原薬の医薬品についてまとめているが、被説明変数が医薬品全体のときでも結果に大きな変化はなかった。このとき年区切り・半年区切りの両方のモデルともに有意な結果は確認されなかった(図5-(a)(b))。しかし半年区切りの2011年上半期だけ係数が翌年以降と比較して小さいことから、仕入先が被災したことでサプライチェーンを通じた影響は短期的に有意にならないほど小さいが存在すると考えられる。この点はCarvalho et al. (2021)と合致するが、表4と異なり3重差分法では長期的な影響が確認された点と異なる結果となった。この要因として、表5の結果にあるように市場拡大等の正の効果と仕入先が被災した負の効果が相殺されたことだと考えら

れる。

[図 5 上流企業の東日本大震災の被災を通じて国産原薬の医薬品の生産金額が受けた動態的な影響の推定結果]

最後に東日本大震災が医薬品の月末在庫に与えた影響の動態的な結果は、図 6~7 にまとめた。まず(3)式を用いて東日本大震災の月末在庫の動態的な影響の推定結果を図 6 にまとめた。このとき、年区切り・半年区切りの両方のモデルともに有意な結果は確認されず、式(1)の結果を補強していると言える(図 6-(a)(b))。また(5)式を用いて被災地以外の在庫で補った可能性を考慮して分析した推定結果が図 7 である。この場合でも同様に東日本大震災前後ともに有意な結果は確認されなかった(図 7-(a)(b))。これは被説明変数が月末在庫のときの他の推定結果のように、データがカバーしている製薬企業の在庫ではなく、卸や薬局の在庫で補った可能性があることが要因として考えられる。

[図 6 東日本大震災が被災地の月末在庫金額に与えた動態的な影響の推定結果]

[図 7 東日本大震災が被災地以外の月末在庫金額に与えた動態的な影響の推定結果]

5. 結論

本稿では、東日本大震災が日本の医薬品生産と月末在庫に与えた影響を、直接的な影響とサプライチェーンを通じた間接的な影響に分けて検証をした。その結果、日本の医薬品市場の生産金額全体と国産原薬の医薬品の生産金額について、東日本大震災は被災地の生産に負で有意な影響を与えたことが確認された。またサプライチェーンが被災した場合、国産原薬の医薬品の生産金額は負の影響を受けたことが確認された。一方、月末在庫は直接的な影響と間接的な影響を与えた結果は確認されなかった。

医薬品の生産に関して東日本大震災により負の影響を直接的にも間接的にも影響を受けた結果から、Woodcock and Wosinska (2008)の数少ない影響を受けた事例であり、伊豆津他(2023)の要因として合致する結果となったと言えるだろう。厳密には生産量が一部地域で減少したことと、災害により供給不足になったことは異なる。しかし、先発医薬品が市場の8割を占める当時で、特定の地域の生産が減少すれば、その地域で生産している薬効分類において供給不足につながるので、供給不足が起きた可能性は大きいと考えられる。一方で供給が滞った際、東日本大震災の生産の影響をその地域企業の在庫で補ったわけではないことから、卸売企業がカバーした可能性が考えられ、東日本大震災後の全国の医療現場で供給不足が発生しなかった場合、卸売企業の努力が大きかったと言えるだろう。実際に埼玉県物流センターの被害が小さかったことから(堂本、2019)、供給回復に大きく貢献したと可

能性が考えられる。この企業努力はサプライチェーンの方面でも早期回復に貢献したと考えられる。これは、医薬品の生産が東日本大震災の間接的な負の影響を受けているが、その影響は短期的なものにとどまっているからである。長期的な分析において国産原薬の医薬品の生産は減少し、医薬品全体の生産は減少していないことから考えると、海外原薬を含めた代替の発見に貢献していることも考えられる。

以上より、東日本大震災は、被災地の医薬品生産と、被災地の工場から仕入れを行っている県の生産に影響を与えることが分かった。ここでは都道府県を単位とした結果であるが、企業ごとの生産量が減少したのか、薬効分類ごとでは影響があったのか、といったより細かい分析を行うことができていない。さらに、被災地での供給についての議論は行われているが、被災地や被災地から仕入れを行っている企業の生産が滞ったことによる全国の供給の影響について定量的な議論は行われていない。実際に本研究では病院や卸売企業の備蓄について検証できていないが、これは観測することが難しいことが分かっている (Cabral and Xu, 2021)。さらに供給不足を定義づけることも難しい (Yurukoglu et al., 2021)。一方で、東日本大震災の場合、企業努力により生産体制の復帰が早まったことが言われているため、全国的な供給不足が発生したかどうかを把握するのは非常に難しく、実際に筆者の知る限りそのようなデータは存在しない。その結果、日本の医薬品市場において製薬企業の生産や現場への供給の検証が未だ少ない状態となっている。しかし、このような課題を乗り越え、より細かい検証を行うことができれば、これから起こるとされている、南海トラフ沖巨大地震や首都直下型地震の分析や対策が事前に行うことができるようになるだろう。

6. 参考文献

- 伊豆津健一、阿部康弘、栗田麻里、吉田寛幸 (2023) 「医療用医薬品の品質問題と安定供給」『薬学雑誌』 143(2): 139-159
- 厚生労働省 『薬事工業生産動態調査』 2009~2018 年度
- 厚生労働省 (2025) 『一般職業紹介状況』 <https://www.e-stat.go.jp/stat-search/files?page=1&layout=datalist&toukei=00450222&tstat=000001020327&cycle=1&tclass1=000001230185&tclass2val=0> (2025 年 7 月 16 日最終アクセス)
- 厚生労働省 (2012) 「ジェネリック医薬品 (後発医薬品) の使用促進について」
<https://www.mhlw.go.jp/seisaku/2012/03/01.html> (2025 年 1 月 30 日最終アクセス)
- 国土交通省(2021)『国土交通白書 2021』
<https://www.mlit.go.jp/hakusyo/mlit/r02/hakusho/r03/html/n1123000.html> (2025 年 4 月 12 日最終アクセス)
- 伍藤忠春 (2011) 「災害時の医薬品供給」『ファルマシア』 Vol.47(10):916-919
- 佐藤麻希、阿部憲介、伊藤俊宏他 (2014) 「東日本大震災の経験から考える災害時の抗 HIV

- 薬供給と服薬支援策の課題」『日本エイズ学会誌』16:105-109
- 東京商工リサーチ TSR データ
- 東京商工リサーチ『全国企業倒産白書』2012 年～2019 年
- 堂本尚司(2019)『東日本大震災における医療用医薬品供給』埼玉大学博士論文
- 徳井丞次、荒井信幸、川崎一泰他（2011）「東日本大震災の経済的影響—過去の災害との比較、サプライチェーンの寸断効果、電力供給制約の影響—」RIETI Policy Discussion Paper Series 12-P-004
- 内閣府（2011）『特集 東日本大震災』
https://www.bousai.go.jp/kohou/kouhoubousai/h23/63/special_01.html
- 中島宣雅（2011）「東日本大震災における医薬品の安定供給について」『ファルマシア』Vol.47(10):926-928
- 日本医薬品卸売業連合会（2015）「日本医薬品卸売業連合会 国際委員会報告書第 3 弾 自然災害時の医薬品供給における課題と対応の国際比較」https://jpwa.or.jp/jpwa/wp-content/uploads/2023/11/I_3_j.pdf (2025 年 3 月 27 日最終アクセス)
- 日本銀行 「時系列統計データ 検索サイト」
https://www.stat-search.boj.or.jp/ssi/mtshtml/fm08_m_1.html (2025 年 1 月 26 日最終アクセス)
- 日本薬剤師会「東日本大震災における活動報告書」
https://www.nichiyaku.or.jp/files/co/activities/katsudo_hokoku.pdf (2025 年 7 月 16 日最終アクセス)
- 福本潤也、井上亮、大窪和明（2011）「東日本大震災における緊急支援物資の流動実態の定量的把握」<https://www.mlit.go.jp/common/000207696.pdf> (2025 年 7 月 16 日最終アクセス)
- 村井泰介（2015）「医薬品供給：震災時の対応から見てきた今後の課題」『月刊卸薬業』Vol.39(5): 252-255
- 薬事日報（2011）「【東日本大震災】製薬各社の工場も損傷-従業員被害はほとんどなし」
<https://www.yakuji.co.jp/entry22321.html> (2024 年 6 月 25 日最終アクセス)
- Boehm, Christoph, Flaaen Aaron, and Pandalai-Nayar Nitya (2019) “Input Linkages and the Transmission of Shocks: Firm-Level Evidence from the 2011 Tohoku Earthquake,” *Review of Economics and Statistics*, 101: 60–75.
- Bom Judith, Bakx Pieter, and Rellstab Sara (2022) “Well-being right before and after a permanent nursing home admission,” *Health Economics*, 31(12): 2558-2574.
- Cabral L. and Xu L. (2021) “Seller reputation and price gouging: Evidence from the COVID-19 pandemic,” *Economic Inquiry* 59(3): 867-879
- Carvalho Vasco M., Nirei Makoto, Saito Yukiko U., and Tahbaz-Salehi Alireza (2021) “Supply Chain Disruptions: Evidence from the Great East Japan Earthquake,” *The Quarterly Journal of Economics*, 136(2): 1255-1321.
- Fitzpatrick Anne(2022) “The impact of public health sector stockouts on private sector prices and

- access to healthcare: Evidence from the anti-malarial drug market,” *Journal of Health Economics* 81 102544:
- Krausmann Elisabeth and Cruz Ana Maria (2013) “Impact of the 11 March 2011、 Great East Japan earthquake and tsunami on the chemical industry,” *Natural Hazards* 67(2): 811-828
- Lee Junghee., Lee Hyun Seok, Shin Hyoduk, and Krishnan Vish (2021) “Alleviating Drug Shortages: The Role of Mandated Reporting Induced Operational Transparency,” *Management Science*、 67(4): 2326-2339
- MacKinnon, James G. and Matthew D. Webb (2017) “Wild bootstrap inference for wildly different cluster sizes,” *Journal of Applied Econometrics*、 Vol. 32、 pp.233-254.
- Woodcock J., and Wosinska M. (2013) “Economic and Technological Drivers of Generic Sterile Injectable Drug Shortages,” *Clinical Pharmacology & Therapeutics*、 93(2)
- Yi Lu, Yoshiaki Ogura, Yasuyuki Todo, Lianming Zhu (2017) “Supply Chain Disruptions and Trade Credit,” RIETI Discussion Paper Series 17-E-054
- Yurukoglu A., Liebman E. and Ridley David B. (2017) “The Role of Government Reimbursement in Drug Shortages,” *American Economic Review: Economic Policy*, 9(2): 348-382

7. 補論 1

モデルの頑健性の確認として東日本大震災の影響の範囲が東北地方全域の場合を考え、 $Treat_i$ の範囲を拡大して検証する。そこで東北地方への影響を回帰式(1)~(4)と同様に、それぞれの被説明変数に対して以下の回帰式(6)~(9)を再度行った。

$$Y_{iym} = \gamma_i + \gamma_y + \gamma_m + \alpha_1 After_{ym} + \alpha_2 Treat_i^T \times After_{ym} + X_{iym} + \varepsilon_{iym} \quad (6)$$

$$Y_{iym} = \gamma_i + \gamma_y + \gamma_m + \beta_1 After_{ym} + \beta_2 Treat_i^T \times After_{ym} + \beta_3 After_{ym} \times Upstream_i^T + \beta_4 Treat_i^T \times After_{ym} \times Upstream_i^T + X_{iym} + \varepsilon_{iym} \quad (7)$$

$$Y_{iym} = \sum_{\tau \neq -1} \gamma_\tau Treat_i^T \times D_\tau + X_{iym} + \gamma_i + \gamma_y + \gamma_m + \varepsilon_{iym} \quad (8)$$

$$Y_{iym} = \sum_{\tau \neq -1} \gamma_\tau Upstream_i^T \times D_\tau + X_{iym} + \gamma_i + \gamma_y + \gamma_m + \varepsilon_{iym} \quad (9)$$

Y_{iym} 、 $After_{ym}$ 、 X_{iym} 、 γ_i 、 γ_y 、 γ_m と ε_{iym} は式(1)~(5)と同様のものを示す。 $Treat_i^T$ は都道府県*i*が東北地方位置するときに 1 を取るダミー変数を示す。 $Upstream_i^T$ は、ベースモデルと同様に都道府県*i*に工場がある企業が、 $Treat_i^T = 1$ の都道府県に工場がある企業から仕入れを行っているときに 1 を取るダミー変数である。

被災地の範囲を東北地方全体に変更して(6)式から分析した結果を表 A-1 にまとめた。こ

のとき①~③列のいずれの被説明変数のときも交差項について有意な結果は確認されなかった。さらに仕入先が被災したときの影響について、同様に(7)式から分析した結果を表 A-2 にまとめた。こちらの結果でも①~③列のいずれの被説明変数のときの主要な説明変数で有意な結果は確認されず、本稿のモデルでは東北地方は東日本大震災の影響を考える際に適切ではないと考えられる。これは本論の被災地に入っていない山形県、秋田県の被害が小さいことが要因と考えられ、地震と津波の両方の影響を受けると被害が大きくなりやすい点と合致していると考えられる (Krausman and Cratz, 2013)。

[表 A-1 東日本大震災が東北地方の医薬品の生産・在庫金額に与えた影響の推定結果]

[表 A-2 東日本大震災が仕入先を通じて東北地方の医薬品の生産・在庫金額に与えた影響の推定結果]

同様に被災地の範囲を東北地方全体に変更して(8)式から分析した結果を図 A-1 から A-3 にまとめた。(8)式の東日本大震災が東北地方の医薬品生産・月末在庫に与えた影響についてはほとんどの年において有意な結果は確認されず、表 A-1 の結果を補強する結果が確認された。

[図 A-1 東日本大震災が東北地方の医薬品の生産・在庫金額に与えた影響の推定結果]

[図 A-2 東日本大震災が東北地方の国産原薬の医薬品の生産金額に与えた動態的な影響の推定結果]

[図 A-3 東日本大震災が東北地方の月末在庫金額に与えた動態的な影響の推定結果]

また被災地の範囲を東北地方全体に変更して(8)式から仕入先の被災の影響分析した結果を図 A-4 にまとめた。どの被説明変数では(7)式の結果と同様の結果になったため、ここでは国産原薬の医薬品の生産金額のみを取り上げる。このときほとんどの年において有意な結果は確認されなかったが、2011 年上半期のみが負で有意な結果となった。これは本論で確認された被災地 4 県のサプライチェーンを通じた短期的な影響が強く反映された結果だと考えられる。

[図 A-4 上流企業が東北地方での被災を通じて国産原薬の医薬品の生産金額が受けた動態的な影響の推定結果]

8. 補論 2

Carvalho et al. (2021)と同様に東日本大震災の福島第一・第二原発発電所停止の影響により

行われた計画停電が生産に影響を与えている可能性を考え、 $Treat_i$ の範囲を被災地に加えて計画停電の影響を受けた範囲に拡大して検証する。ここで Carvalho et al. (2021) 同様に日本の送電網における 50Hz と 60Hz の違いを利用する。東北地方を含めた東日本は 50Hz 地域であり、60Hz の西日本地域は計画停電の影響を受けなかった。したがって 50Hz と 60Hz の混合地域である新潟県、静岡県、長野県を分析の対象から除き、50Hz の都道府県への影響を式(1)~(3)と同様に、それぞれの被説明変数に対して以下の回帰式(10)~(12)を再度行った。

$$Y_{iym} = \gamma_i + \gamma_y + \gamma_m + \alpha_1 After_{ym} + \alpha_2 Treat_i^e \times After_{ym} + X_{iym} + \varepsilon_{iym} \quad (10)$$

$$Y_{iym} = \gamma_i + \gamma_y + \gamma_m + \beta_1 After_{ym} + \beta_2 Treat_i^e \times After_{ym} + \beta_3 After_{ym} \times Upstream_i^e + \beta_4 Treat_i^e \times After_{ym} \times Upstream_i^e + X_{iym} + \varepsilon_{iym} \quad (11)$$

$$Y_{iym} = \sum_{\tau \neq -1} \gamma_{\tau} Treat_i^e \times D_{\tau} + X_{iym} + \gamma_i + \gamma_y + \gamma_m + \varepsilon_{iym} \quad (12)$$

Y_{iym} 、 $After_{ym}$ 、 X_{iym} 、 γ_i 、 γ_y 、 γ_m と ε_{iym} は回帰式(1)~(5)と同様のものを示す。 $Treat_i^e$ は都道府県*i*の電力が 50Hz に該当するときに 1 を取るダミー変数を示す。 $Upstream_i^e$ は、ベースモデルと同様に都道府県*i*に工場がある企業が、 $Treat_i^e = 1$ の都道府県に工場がある企業から仕入れを行っているときに 1 を取るダミー変数である。また仕入先が計画停電の影響を受けたことによる間接的な影響について、動態的な変動は確認しない。これは計画停電を受けた東日本から仕入れを行っていない企業が青森県と宮崎県のみとなっており、ほとんどの都道府県が対象となっており、サプライチェーンの影響だけを見ることが難しいからである。

計画停電が医薬品の生産に与えた影響について(10)式を用いた分析結果を表 A-3 にまとめた。このとき①~③列のいずれの被説明変数のときも主要な説明変数について有意な結果は確認されなかった。したがって計画停電による影響はほとんどなかったと考えられる。さらに仕入先が計画停電になったときの影響について、(11)式を用いた分析結果を表 A-4 にまとめた。このとき②列の被説明変数が国産原薬の医薬品の合計金額のとき、震災後のダミー変数とサプライチェーンのダミー変数の交差項の係数のみで正で有意な結果が確認された。しかし他の被説明変数について主要な説明変数は有意な結果は確認されなかった。したがって医薬品の生産が計画停電の影響を受けた可能性は低いと考えられ、Carvalho et al. (2021)にも言及されているが、計画停電は東日本大震災後、早い段階で予想され、告知されたうえで行われたため、事前の準備やそれを踏まえた生産計画を立てている可能性が考えられる。この結果、震災後ダミーが正で有意になり、本論の結果と一致する。さらに厚生労働省により医療機関への注意喚起も行われていたため、より綿密に準備していたと予想される(厚生労働省、2011)。

[表 A-3 計画停電が医薬品の生産・在庫金額に与えた影響の推定結果]

[表 A-4 仕入先を考慮した計画停電の医薬品の生産・在庫金額への影響の推定結果]

次に東日本大震災から連なる計画停電が与えた影響について(12)式を用いて動的に検証した結果を図 A-5~A-7 にまとめた。このときいずれの被説明変数についてもほとんどの年で有意な結果は確認されなかった。したがって計画停電による影響はほとんど受けず、表 A-3 と一致する結果となった。

[図 A-5 計画停電が医薬品の生産金額に与えた動的な影響の推定結果]

[図 A-6 計画停電が国産原薬の医薬品の生産金額に与えた動的な影響の推定結果]

[図 A-7 計画停電が月末在庫金額に与えた動的な影響の推定結果]

8. 図表

【表 1】変数の記述統計

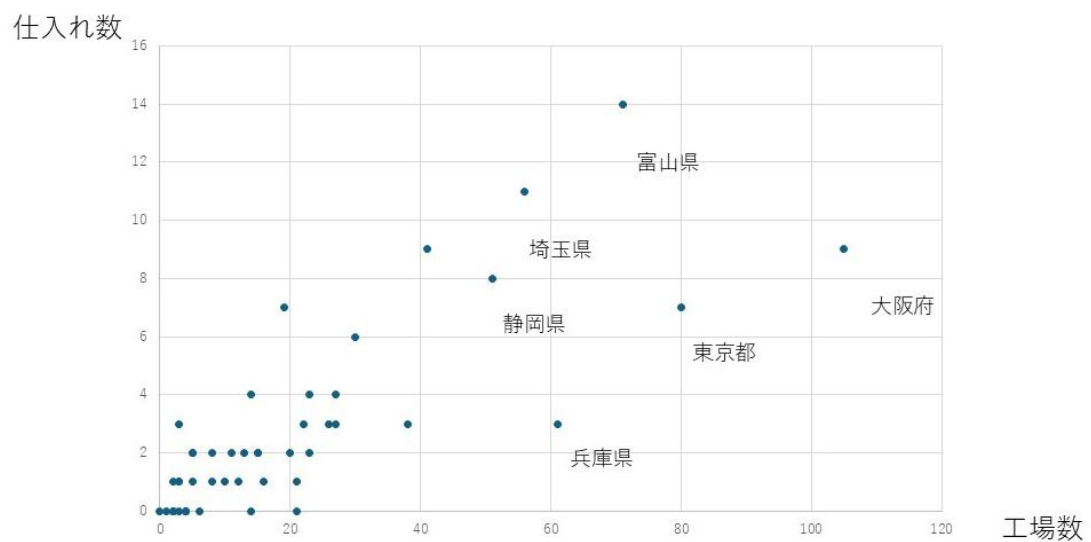
変数	観察数	平均	標準偏差	最小値	最大値
被説明変数					
医薬品全体	5640	18767.44	25945.68	0.45	274708.1
国産原薬の医薬品	5640	9033.18	10613.33	0.45	70615.94
月末在庫	5640	28741.38	109096.5	0	1255344
説明変数					
製造所数	5640	35.81	35.57	0	177
従業員数	5640	2139	2177.85	0	10271
有効求人倍率	5640	44892	41698.93	6708	279001
円ドル為替レート	5640	99.74008	14.07453	76.3	124.22

(注) 国産原薬の医薬品は、主として国内で生産された原料・原薬を用いて生産された医薬品の生産金額である。被説明変数の単位は 100 万円，製造所数は件，従業員数は人である。円ドル為替レートは各月の月末の金額である。



（注）TSR データ中の、業務分類の第 1 分類が医薬品製造業（1651：医薬品原薬製造業・1652：医薬品製剤製造業・1653：生物学的製剤製造業・1654：生薬・漢方製剤製造業）のうち、2011 年 3 月 11 日時点で創業している企業 716 社の工場 970 件の位置を表したものである。右下は沖縄県の分布である。

【図 1】医薬品製造業の企業の工場配置



【表 2】被災地と被災地以外それぞれの記述統計

変数	観察数	平均	標準偏差	最小値	最大値
被災地					
医薬品全体	480	7638.942	7747.923	13.54	29520.97
国産原薬の医薬品	480	4188.42	4565.383	9.768	28847.47
月末在庫	480	4759.485	6820.171	2.475	22311.69
製造所数	480	18.45417	8.77758	0	43
従業員数	480	1013.575	714.1806	70	2566
有効求人倍率	480	35123.91	14943.34	10779	64543
被災地以外					
医薬品全体	5160	19802.65	26788.87	0.45	274708.1
国産原薬の医薬品	5160	9483.856	10899.59	0.45	70615.94
月末在庫	5160	30972.26	113783.2	0	1255344
製造所数	5160	37.4219	36.68036	0	177
従業員数	5160	2243.965	2237.883	0	10271
有効求人倍率	5160	45801.11	43245.15	6708	279001

（注）被災地は青森県、岩手県、宮城県、福島県の 4 県で、被災地以外はそれ以外の 43 県である。国産原薬の医薬品は、主として国内で生産された原料・原薬を用いて生産された医薬品の生産金額である。被説明変数の単位は 100 万円、製造所数は件、従業員数は人である。

【表 3】 東日本大震災が医薬品の生産・在庫金額に与えた影響の推定結果

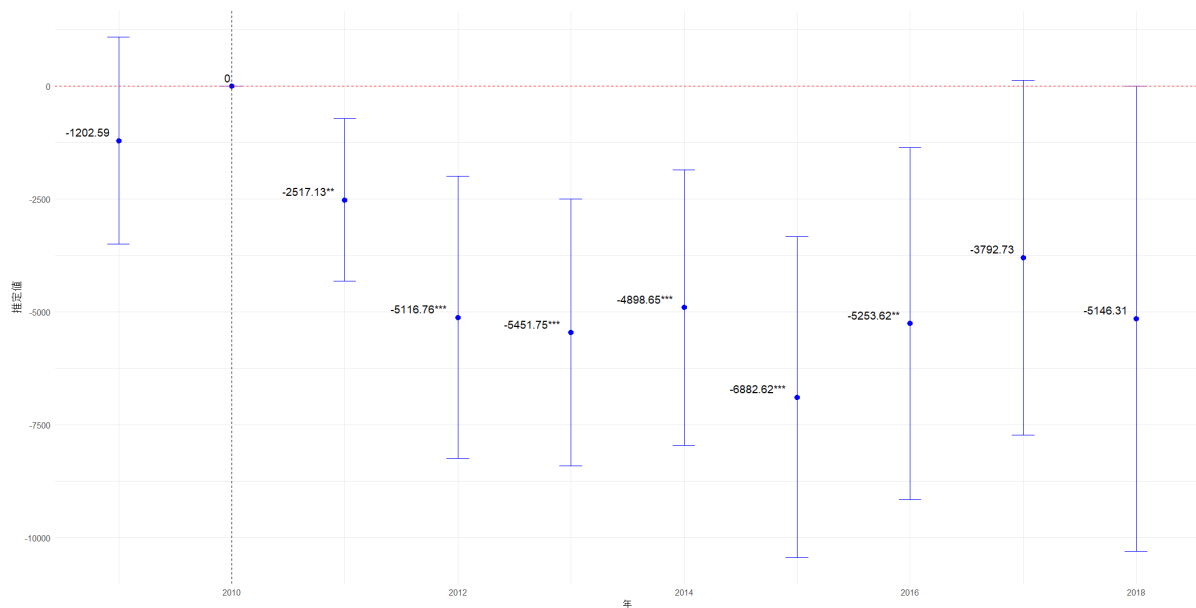
被説明変数	① 医薬品合計	② 国産原薬の医薬品合計	③ 月末在庫
Treat×After	-3347.878** (1491.755)	-1285.598 (1429.448)	-13289.875 (9832.765)
After	328.979 (927.047)	422.168 (340.129)	422.168 (340.129)
製造所数	601.749** (249.505)	42.301 (62.954)	1812.730 (1391.791)
(製造所数) ²	-1.196** (0.594)	-0.360 (0.254)	-0.449 (4.746)
従業員数	-4.405 (2.958)	0.140 (0.688)	-20.435 (12.178)
為替レート	18.991 (43.507)	1.322 (9.583)	131.491 (80.840)
有効求人倍率	0.271 (0.170)	0.016 (0.028)	1.640 (1.054)
観察数	5640	5640	5640
R ²	0.857	0.904	0.931
Adjusted R ²	0.855	0.903	0.930
RMSE	9272.787	3309.609	28887.515
N Clusters	47	47	47

(注) この表は差分の差分法を用いた(1)式の推定結果のうち、左から順番に被説明変数が都道府県*i*の*y*年*m*月の生産金額の合計、主として国産の原薬等から製造された医薬品の生産金額の合計、月末在庫のものである。推定結果は県と年、月の双方向固定効果を入れたもので、カッコ内は都道府県を単位としたクラスター標準誤差である。***、**、*は、それぞれ 1%、5%、10%有意水準で統計的に有意であることを示す。

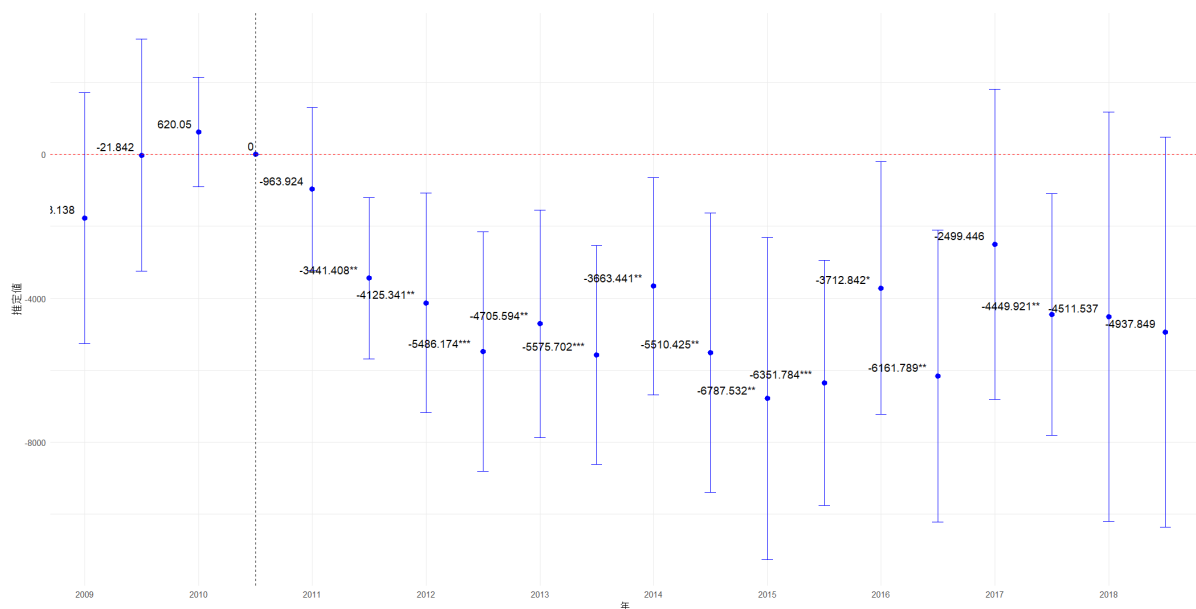
【表 4】 東日本大震災が仕入先を通じて医薬品の生産・在庫金額に与えた影響の推定結果

被説明変数	① 医薬品合計	② 国産原薬の医薬品合計	③ 月末在庫
Treat×After×Upstream	-3975.781* (2210.955)	-725.394 (1838.746)	-21931.612 (15542.195)
Treat×After	-379.886 (1027.358)	-739.730** (291.254)	3077.666 (7959.103)
After×Upstream	1539.758 (1586.438)	-1089.911** (536.220)	10008.149 (10381.648)
After	-816.033 (1516.133)	1234.061** (523.413)	-9994.425 (9087.909)
製造所数	604.628** (250.461)	35.928 (64.005)	1836.234 (1392.110)
(製造所数) ²	-1.190* (0.600)	-0.346 (0.256)	-0.429 (4.771)
従業員数	-4.460 (2.980)	0.184 (0.699)	-20.801 (12.303)
為替レート	18.783 (43.450)	1.553 (9.616)	130.039 (80.221)
有効求人倍率	0.269 (0.170)	0.018 (0.028)	1.626 (1.050)
観察数	5640	5640	5640
R^2	0.857	0.904	0.931
Adjusted R^2	0.855	0.903	0.930
RMSE	9271.638	3306.219	28857.691
N Clusters	47	47	47

(注) この表は三重差分法を用いた(2)式の推定結果のうち、左から順番に被説明変数が都道府県*i*の*y*年*m*月の生産金額の合計、主として国産の原薬等から製造された医薬品の生産金額の合計、月末在庫のものである。推定結果は県と年、月の双方向固定効果を入れたもので、カッコ内は都道府県を単位としたクラスター標準誤差である。***, **, *は、それぞれ 1%, 5%, 10%有意水準で統計的に有意であることを示す。



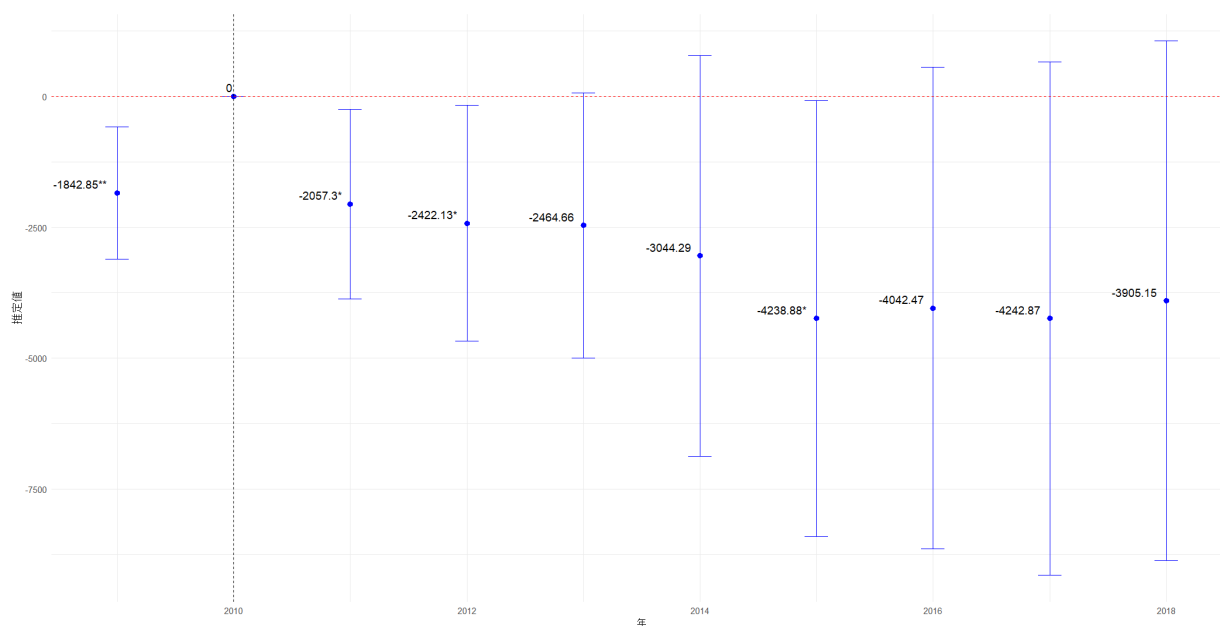
(a)年ごとの結果



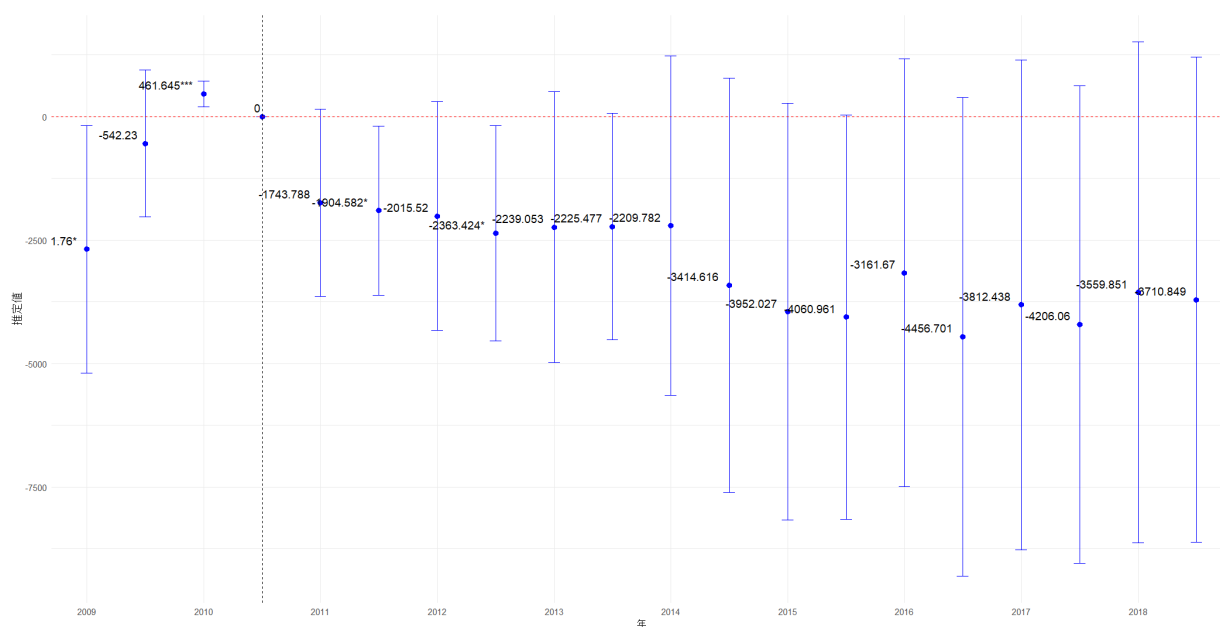
(b)半年ごとの結果

(注) この図はイベント・スタディモデルを用いた(3)式の結果のうち、被説明変数が都道府県 i の y 年 m 月の生産金額の合計値のものである。推定結果は県と年、月の双方向固定効果を用いたものであるで、都道府県を単位としたクラスター標準誤差である。***, **, *は、それぞれ 1%, 5%, 10%有意水準で統計的に有意であることを示し、青の縦線は各区分の 90%信頼区間を表している。(a)は年ごとにダミー変数を区切り、(b)は半年ごとに区切った推定結果である。黒の縦線は図(a)では 2010 年、図(b)では 2010 年下半期を表している。

【図 3】 東日本大震災が医薬品の生産金額に与えた動的な影響の推定結果



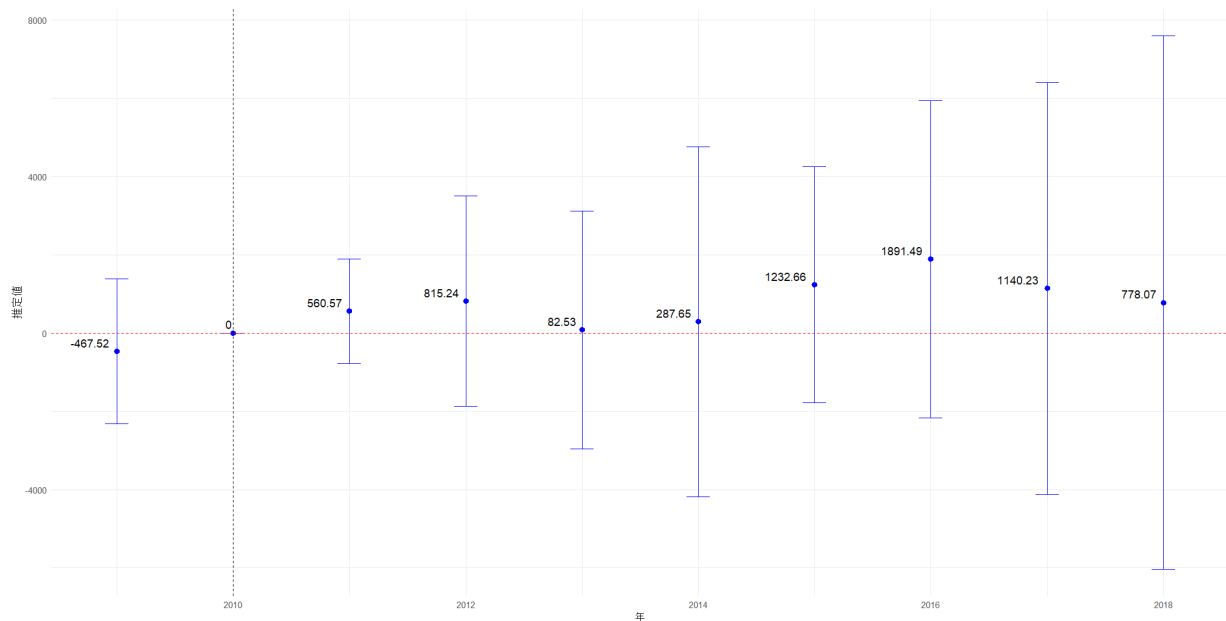
(a) 年ごとの結果



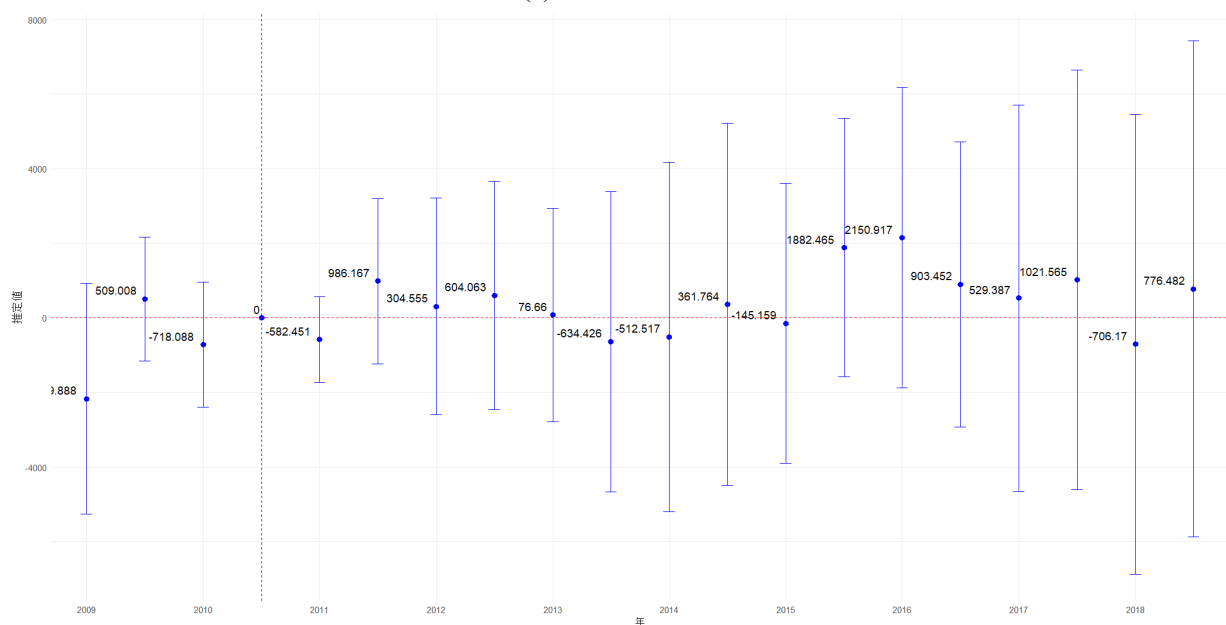
(b) 半年ごとの結果

(注) この図はイベント・スタディモデルを用いた(3)式の結果のうち、被説明変数が都道府県 i の y 年 m 月の主として国産の原薬等から製造された医薬品の生産金額の合計値のものである。推定結果は県と年、月の双方向固定効果を用いたものであるで、都道府県を単位としたクラスター標準誤差である。***, **, *は、それぞれ 1%, 5%, 10%有意水準で統計的に有意であることを示し、青の縦線は各区分の 90%信頼区間を表している。(a)は年ごとにダミー変数を区切り、(b)は半年ごとに区切った推定結果である。黒の縦線は図(a)では 2010 年、図(b)では 2010 年下半期を表している。

【図 4】 東日本大震災が国産原薬の医薬品の生産金額に与えた動的な影響の推定結果



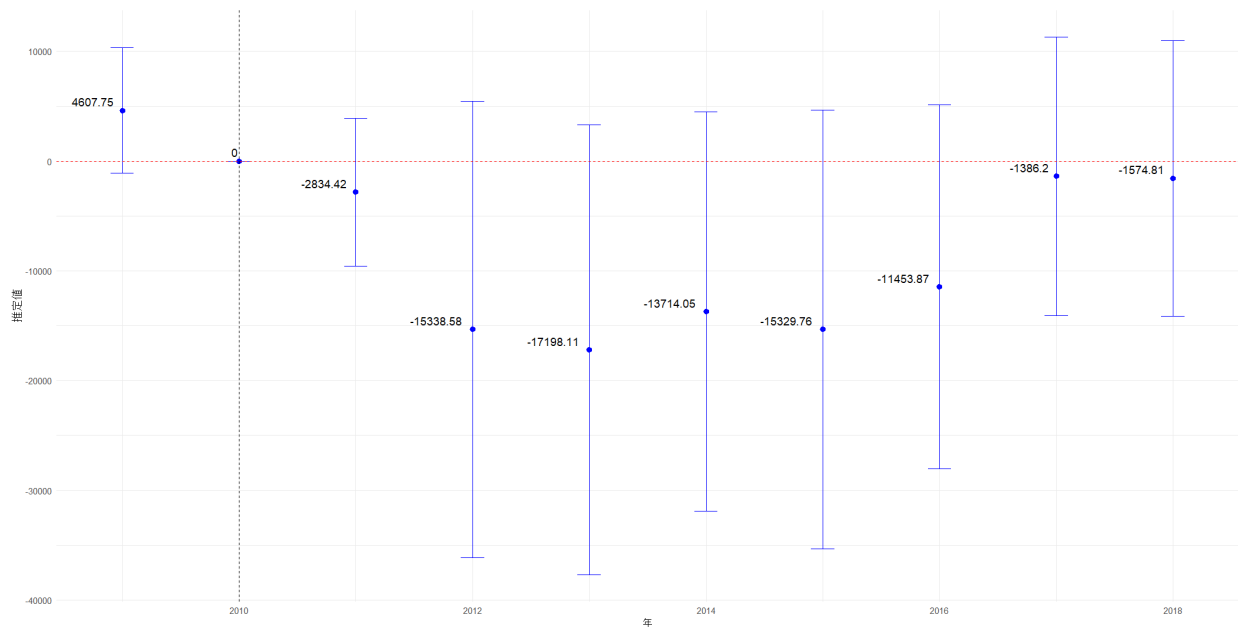
(a)年ごとの結果



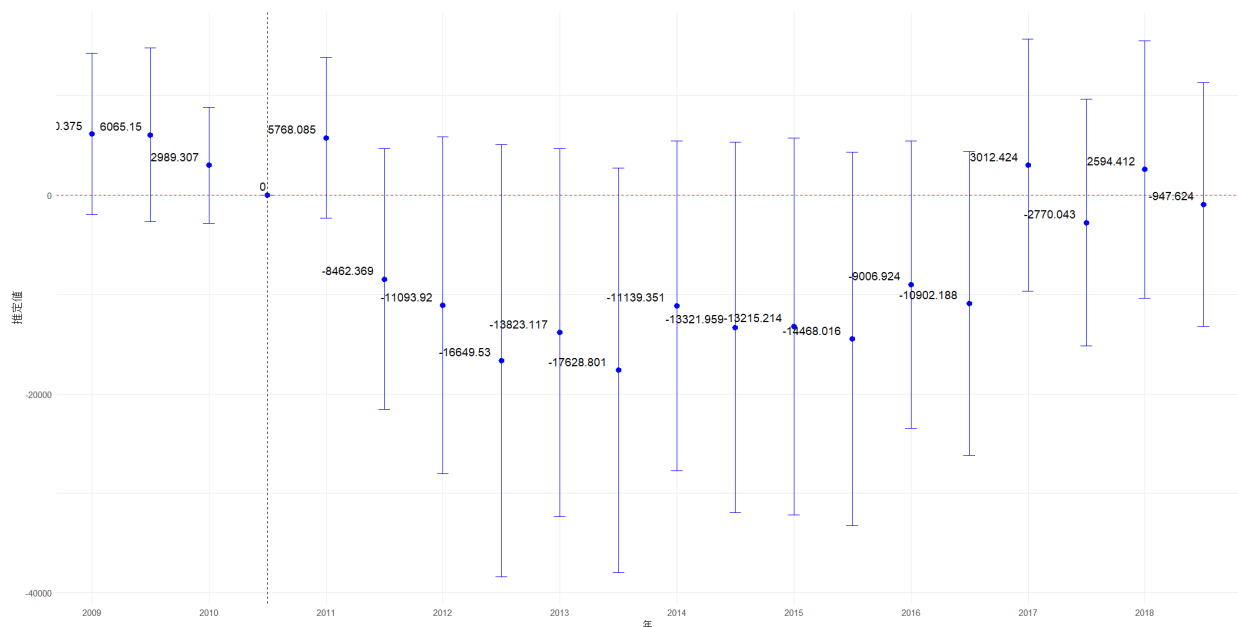
(b)半年ごとの結果

(注) この図はイベント・スタディモデルを用いた(4)式の結果のうち、被説明変数が都道府県 i の y 年 m 月の国産の原薬の医薬品の生産金額のものである。推定結果は県と年、月の双方向固定効果を用いたものであるで、都道府県を単位としたクラスター標準誤差である。***, **, *は、それぞれ 1%, 5%, 10%有意水準で統計的に有意であることを示し、青の縦線は各区分の 90%信頼区間を表している。(a)は年ごとにダミー変数を区切り、(b)は半年ごとに区切った推定結果である。黒の縦線は図(a)では 2010 年、図(b)では 2010 年下半期を表している。

【図 5】 上流企業の東日本大震災の被災を通じて国産原薬の医薬品の生産金額が受けた動的な影響の推定結果



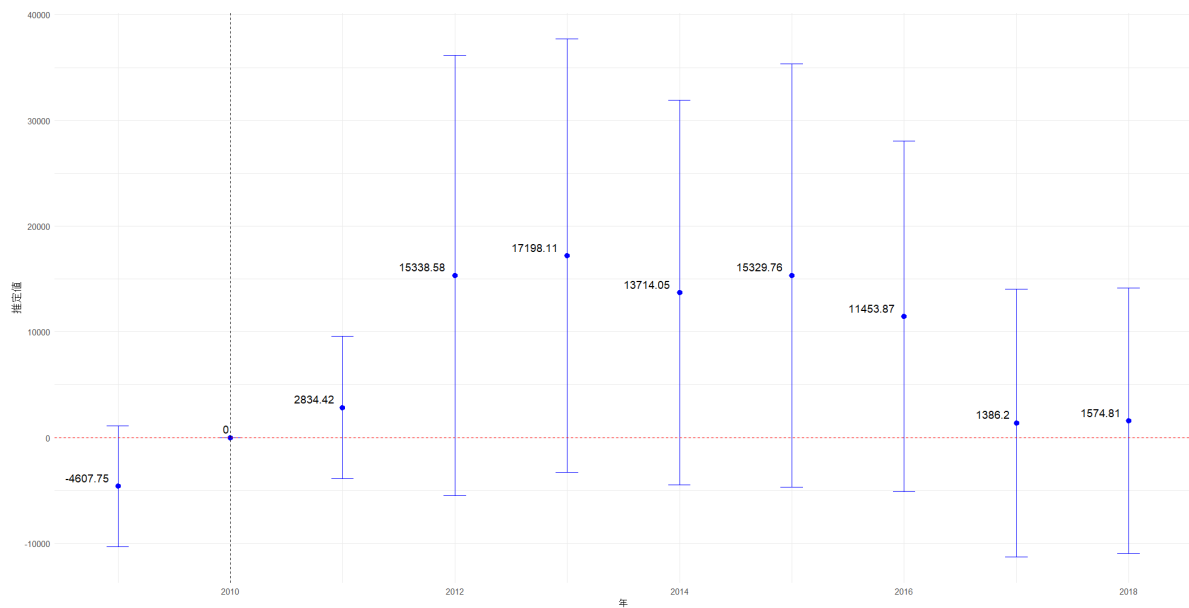
(a)被災地における年ごとの結果



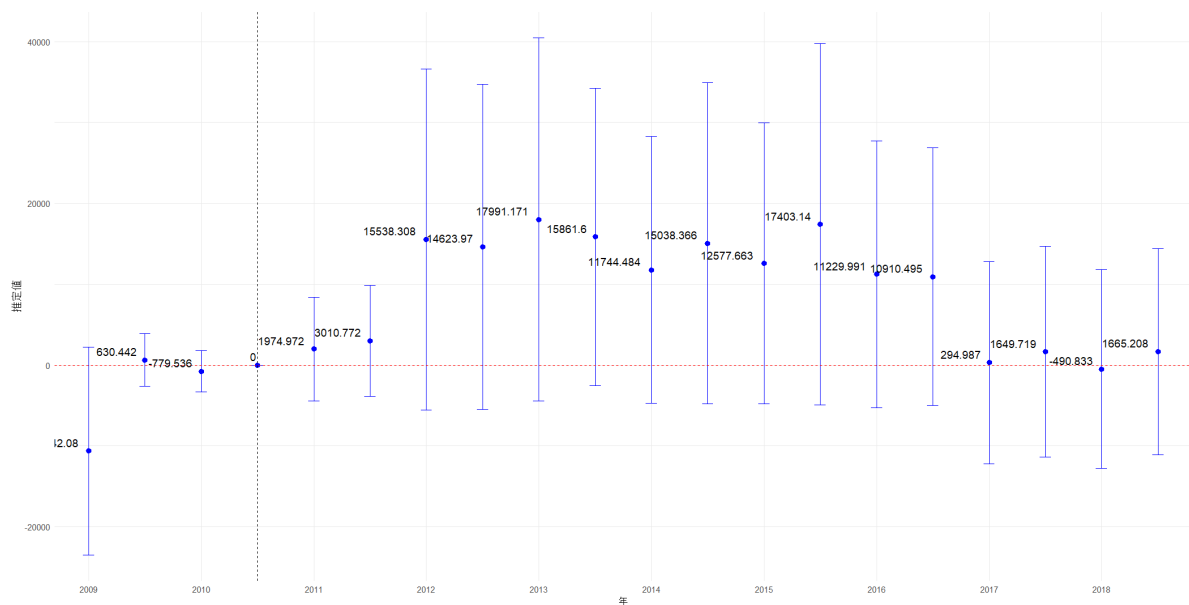
(b)被災地における半年ごとの結果

(注) この図はイベント・スタディモデルを用いた(3)式の結果のうち、被説明変数が都道府県 i の y 年 m 月の月末在庫のもので、被災地を対象としたものである。推定結果は県と年、月の双方向固定効果を用いたものであるで、都道府県を単位としたクラスター標準誤差である。***, **, *は、それぞれ 1%, 5%, 10%有意水準で統計的に有意であることを示し、青の縦線は各区分の 90%信頼区間を表している。(a)は年ごとにダミー変数を区切り、(b)は半年ごとに区切った推定結果である。黒の縦線は図(a)では 2010 年、図(b)では 2010 年下半期を表している。

【図 6】東日本大震災が被災地の月末在庫金額に与えた動的な影響の推定結果



(a) 被災地以外における年ごとの結果



(b)被災地以外における半年ごとの結果

(注) この図はイベント・スタディモデルを用いた(3)式の結果のうち、被説明変数が都道府県 i の y 年 m 月の月末在庫のもので、被災地以外を対象としたものである。推定結果は県と年、月の双方向固定効果を用いたものであるで、都道府県を単位としたクラスター標準誤差である。***, **, *は、それぞれ 1%, 5%, 10%有意水準で統計的に有意であることを示し、青の縦線は各区分の 90%信頼区間を表している。(a)は年ごとにダミー変数を区切り、(b)は半年ごとに区切った推定結果である。黒の縦線は図(a)では 2010 年、図(b)では 2010 年下半期を表している。

【図 7】 東日本大震災が被災地以外の月末在庫金額に与えた動的な影響の推定結果

【表 A-1】 東日本大震災が東北地方の医薬品の生産・在庫金額に与えた影響の推定結果

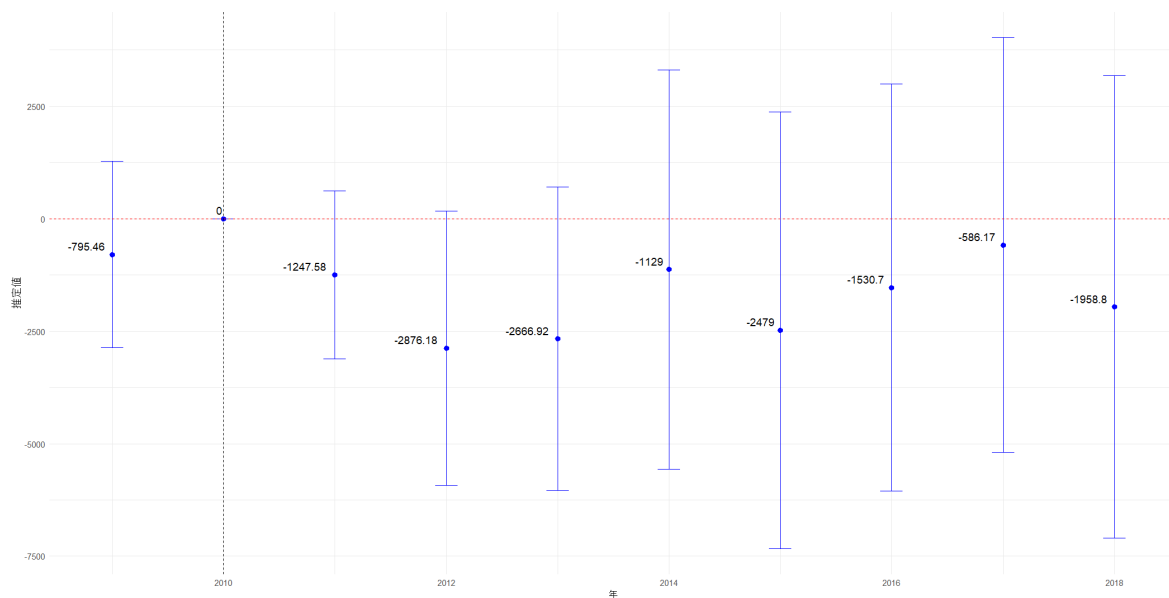
被説明変数	① 医薬品合計	② 国産原薬の医薬品合計	③ 月末在庫
Treat×After	-1114.350 (1599.905)	-22.723 (1168.275)	-7527.103 (6953.416)
After	183.055 (980.842)	314.248 (347.947)	-2732.361 (3283.227)
製造所数	612.841** (252.494)	47.366 (62.826)	1850.593 (1409.916)
(製造所数) ²	-1.249** (0.597)	-0.386 (0.252)	-0.618 (4.793)
従業員数	-4.389 (2.957)	0.148 (0.689)	-20.390 (12.164)
為替レート	18.875 (43.523)	1.281 (9.606)	130.996 (80.700)
有効求人倍率	0.270 (0.170)	0.016 (0.028)	1.636 (1.053)
観察数	5280	5280	5280
R ²	0.857	0.904	0.931
Ajusted R ²	0.855	0.903	0.930
RMSE	9276.879	3311.620	28900.776
N Clusters	47	47	47

(注) この表は差分の差分法を用いた(6)式の推定結果のうち、左から順番に被説明変数が都道府県*i*の*y*年*m*月の生産金額の合計、主として国産の原薬等から製造された医薬品の生産金額の合計、月末在庫のものである。推定結果は県と年、月の双方向固定効果を入れたもので、カッコ内は都道府県を単位としたクラスター標準誤差である。***, **, *は、それぞれ 1%, 5%, 10%有意水準で統計的に有意であることを示す。

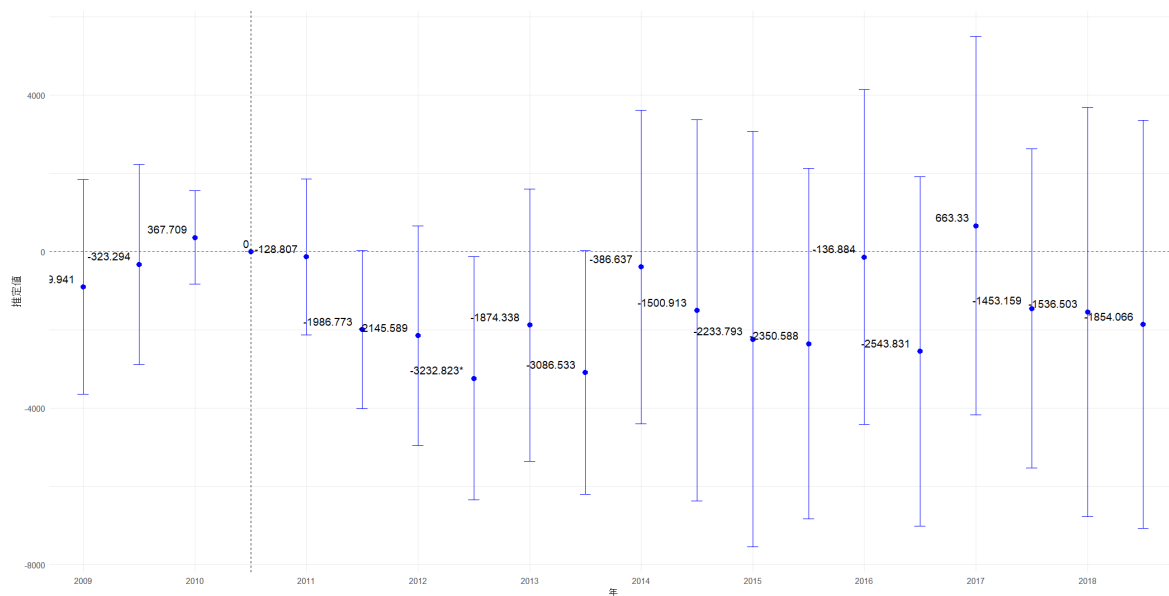
【表 A-2】 東日本大震災が仕入先を通じて東北地方の医薬品の生産・在庫金額に与えた影響の推定結果

被説明変数	① 医薬品合計	② 国産原薬の医薬品合計	③ 月末在庫
Treat×After×Upstream	-349.573 (1903.584)	595.266 (1428.440)	-5371.718 (7341.800)
Treat×After	-829.446 (513.419)	-510.771 (359.302)	-3062.272 (3151.238)
After×Upstream	655.489 (1091.058)	-820.354 (575.548)	1219.243 (3468.008)
After	-358.847 (907.533)	992.450* (523.175)	-3740.411 (3797.842)
製造所数	614.284** (252.985)	45.648 (63.175)	1850.665 (1408.773)
(製造所数) ²	-1.251** (0.600)	-0.384 (0.253)	-0.612 (4.793)
従業員数	-4.410 (2.966)	0.174 (0.699)	-20.419* (12.159)
為替レート	18.772 (43.576)	1.407 (9.642)	130.870 (80.873)
有効求人倍率	0.269 (0.171)	0.017 (0.029)	1.634 (1.054)
観察数	5280	5280	5280
R^2	0.857	0.904	0.931
Adjusted R^2	0.855	0.903	0.930
RMSE	9278.247	3310.927	28905.091
N Clusters	47	47	47

(注) この表は三重差分法を用いた(7)式の推定結果のうち、左から順番に被説明変数が都道府県 i の y 年 m 月の生産金額の合計、主として国産の原薬等から製造された医薬品の生産金額の合計、月末在庫のものである。推定結果は県と年、月の双方向固定効果を入れたもので、カッコ内は都道府県を単位としたクラスター標準誤差である。***, **, *は、それぞれ1%, 5%, 10%有意水準で統計的に有意であることを示す。



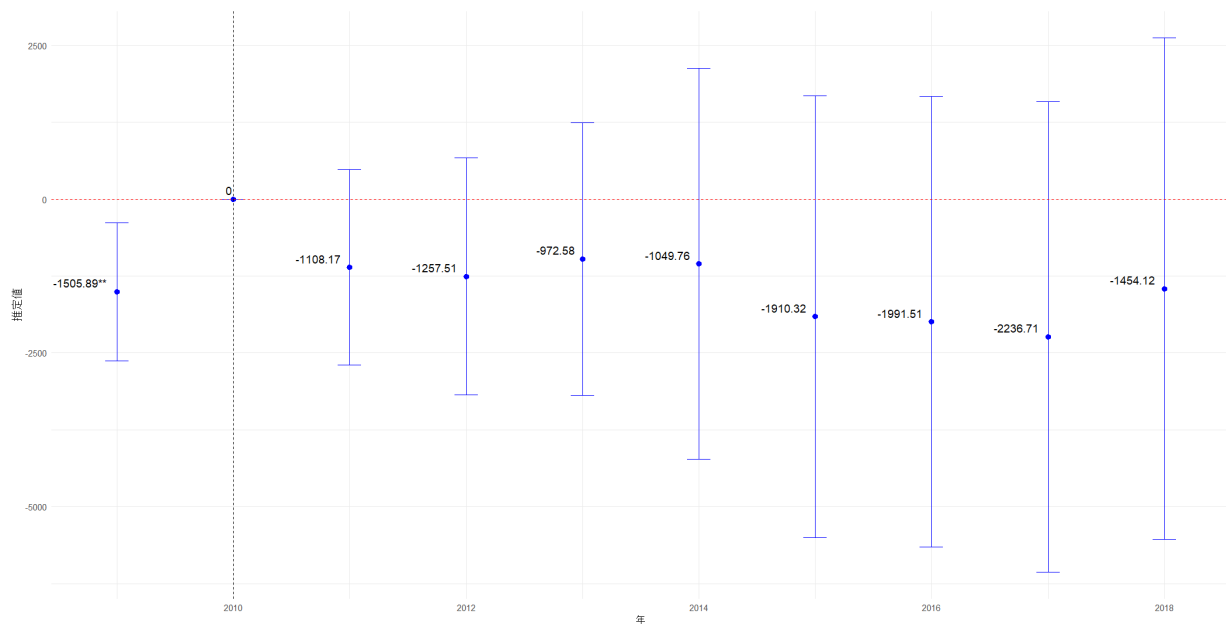
(a)年ごとの結果



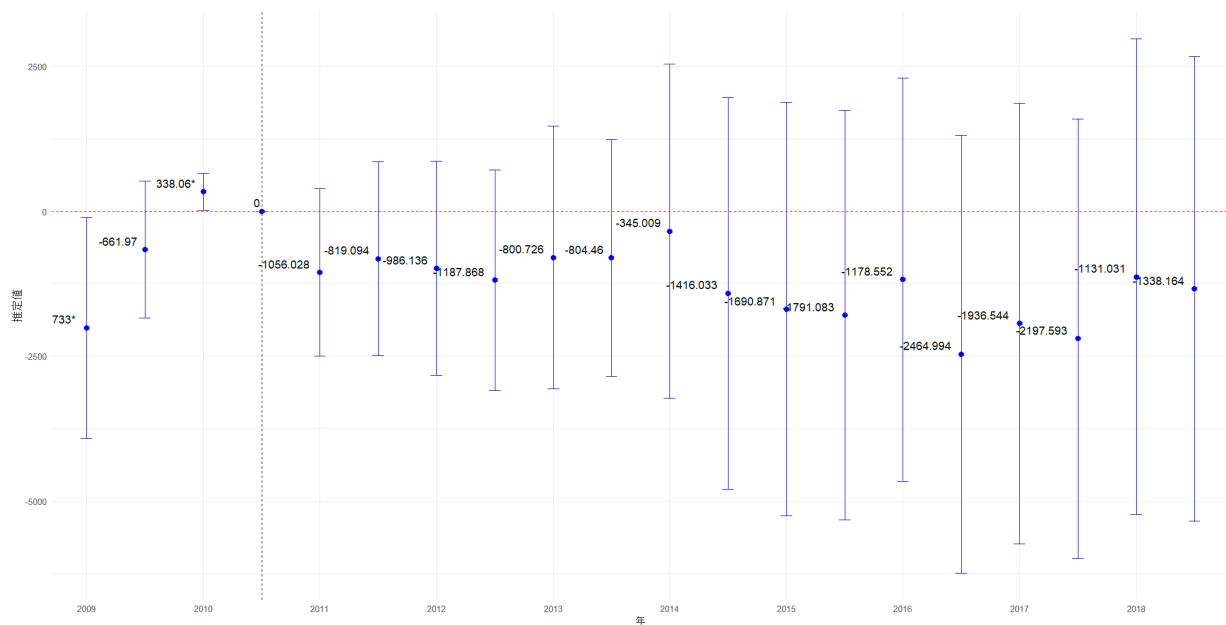
(b)半年ごとの結果

(注) この図はイベント・スタディモデルを用いた(8)式の結果のうち、被説明変数が都道府県 i の y 年 m 月の生産金額の合計値のものである。推定結果は県と年、月の双方向固定効果を用いたものであるで、都道府県を単位としたクラスター標準誤差である。***, **, *は、それぞれ 1%, 5%, 10%有意水準で統計的に有意であることを示し、青の縦線は各区分の 90%信頼区間を表している。(a)は年ごとにダミー変数を区切り、(b)は半年ごとに区切った推定結果である。黒の縦線は図(a)では 2010 年、図(b)では 2010 年下半期を表している。

【図 A-1】東日本大震災が東北地方の医薬品の生産金額に与えた動態的な影響の推定結果



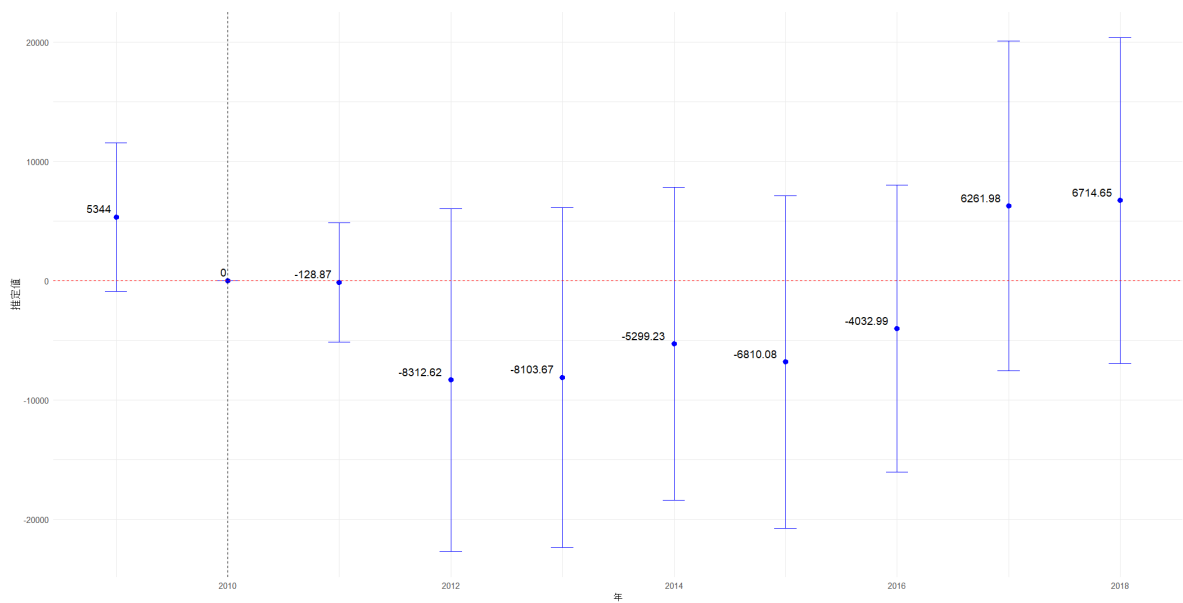
(a) 年ごとの結果



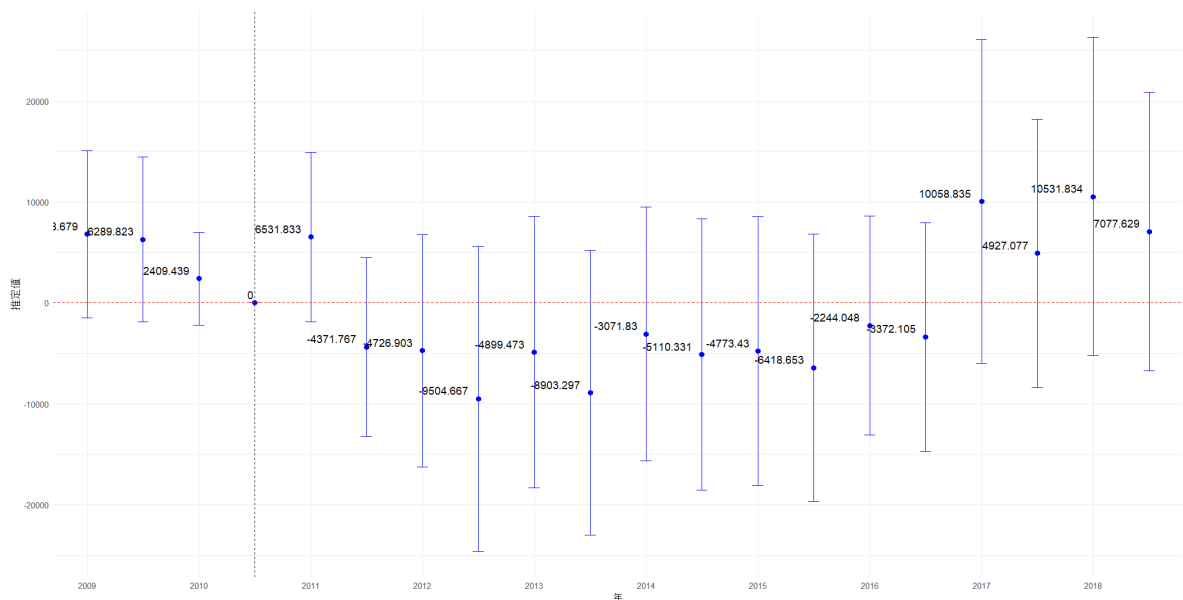
(b) 半年ごとの結果

(注) この図はイベント・スタディモデルを用いた(8)式の結果のうち、被説明変数が都道府県 i の y 年 m 月の主として国産の原薬等から製造された医薬品の生産金額の合計値のものである。推定結果は県と年、月の双方向固定効果を用いたものであるで、都道府県を単位としたクラスター標準誤差である。***, **, *は、それぞれ 1%, 5%, 10%有意水準で統計的に有意であることを示し、青の縦線は各区分の 90%信頼区間を表している。(a)は年ごとにダミー変数を区切り、(b)は半年ごとに区切った推定結果である。黒の縦線は図(a)では 2010 年、図(b)では 2010 年下半期を表している。

【図 A-2】 東日本大震災が東北地方の国産原薬の医薬品の生産金額に与えた動的な影響の推定結果



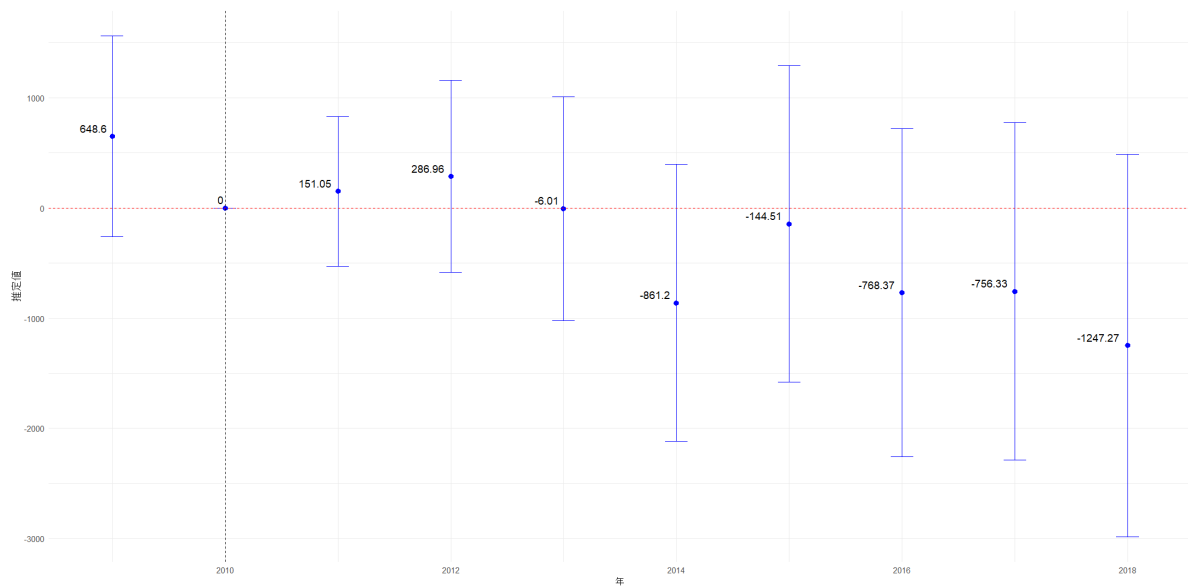
(a)被災地における年ごとの結果



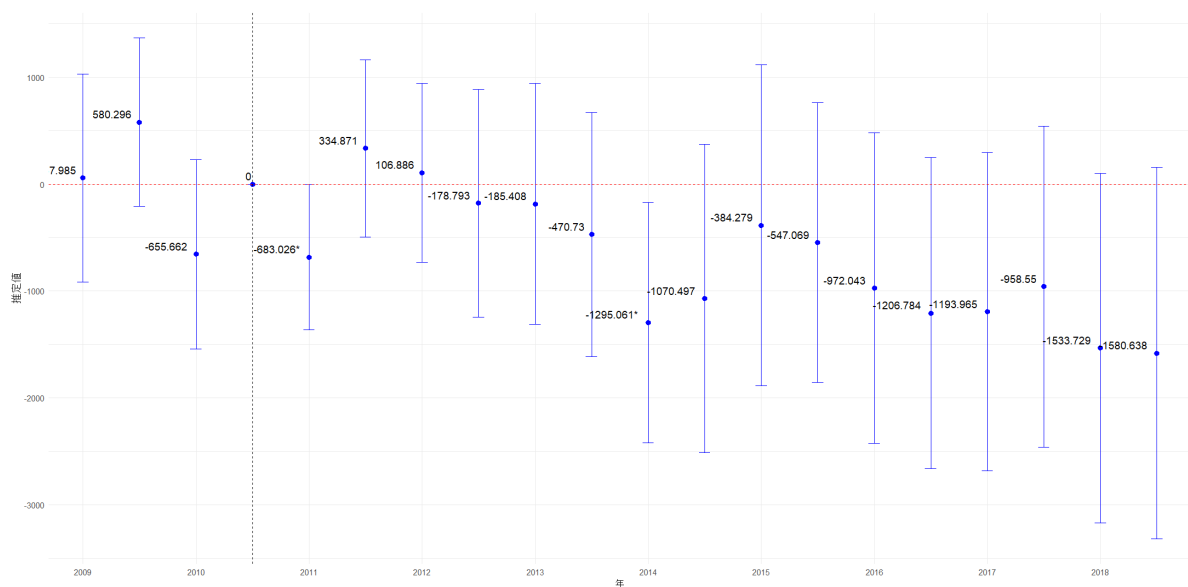
(b)被災地における半年ごとの結果

(注) この図はイベント・スタディモデルを用いた(8)式の結果のうち、被説明変数が都道府県 i の y 年 m 月の月末在庫のもので、被災地を対象としたものである。推定結果は県と年、月の双方向固定効果を用いたものであるで、都道府県を単位としたクラスター標準誤差である。***, **, *は、それぞれ 1%, 5%, 10%有意水準で統計的に有意であることを示し、青の縦線は各区分の 90%信頼区間を表している。(a)は年ごとにダミー変数を区切り、(b)は半年ごとに区切った推定結果である。黒の縦線は図(a)では 2010 年、図(b)では 2010 年下半期を表している。

【図 3】 東日本大震災が東北地方の月末在庫金額に与えた動態的な影響の推定結果



(a)年ごとの結果



(b)半年ごとの結果

(注) この図はイベント・スタディモデルを用いた(4)式の結果のうち、被説明変数が都道府県 i の y 年 m 月の国産の原薬の医薬品の生産金額のものである。推定結果は県と年、月の双方向固定効果を用いたものであるで、都道府県を単位としたクラスター標準誤差である。***, **, *は、それぞれ 1%, 5%, 10%有意水準で統計的に有意であることを示し、青の縦線は各区分の 90%信頼区間を表している。(a)は年ごとにダミー変数を区切り、(b)は半年ごとに区切った推定結果である。黒の縦線は図(a)では 2010 年、図(b)では 2010 年下半期を表している。

【図 A-4】 上流企業が東北地方での被災を通じて国産原薬の医薬品の生産金額が受けた動的な影響の推定結果

【表 A-3】計画停電が医薬品の生産・在庫金額に与えた影響の推定結果

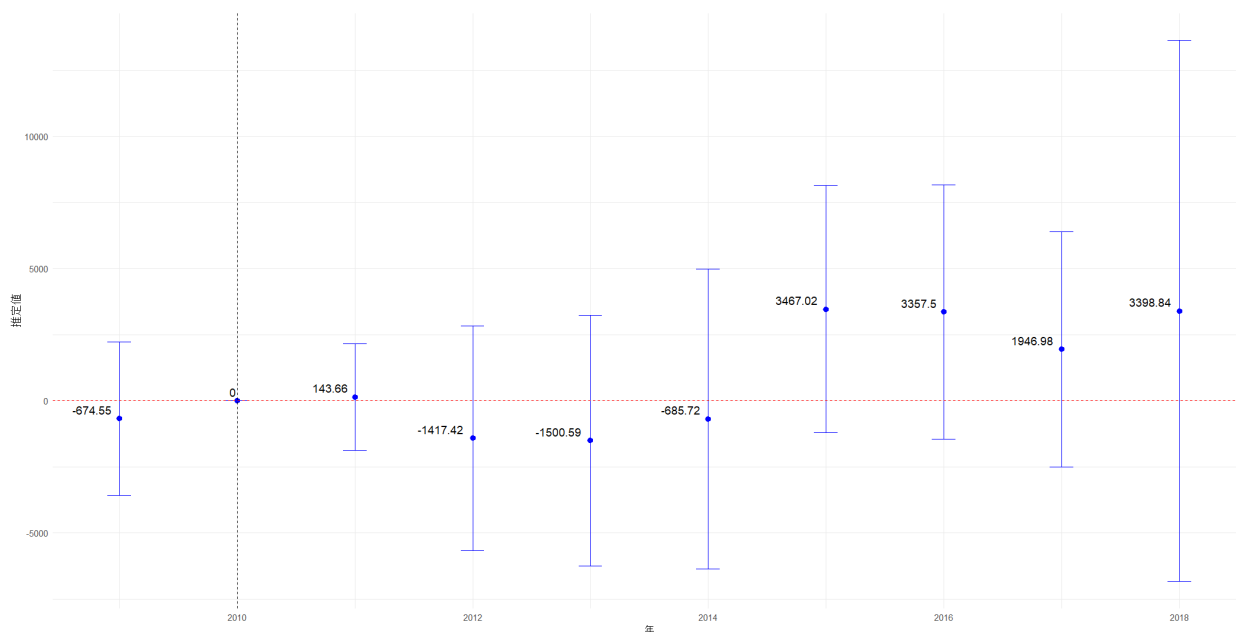
被説明変数	① 医薬品合計	② 国産原薬の医薬品合計	③ 月末在庫
Treat×After	1317.166 (1704.246)	-457.080 (749.651)	14491.529 (11926.104)
After	-529.015 (1324.375)	411.412 (427.419)	-9844.163 (8280.266)
製造所数	607.127** (264.845)	35.128 (63.194)	1975.447 (1484.596)
(製造所数) ²	-1.289* (0.652)	-0.372 (0.253)	-1.083 (5.073)
従業員数	-5.451* (3.152)	0.251 (0.786)	-24.537 (13.945)
為替レート	18.134 (43.615)	1.676 (10.411)	115.152 (70.414)
有効求人倍率	0.261 (0.167)	0.017 (0.030)	1.603 (1.018)
観察数	5280	5280	5280
R ²	0.850	0.896	0.932
Ajusted R ²	0.848	0.894	0.931
RMSE	9397.509	3209.748	29494.088
N Clusters	47	47	47

(注) この表は差分の差分法を用いた(5)式の推定結果のうち、左から順番に被説明変数が都道府県*i*の*y*年*m*月の生産金額の合計、主として国産の原薬等から製造された医薬品の生産金額の合計、月末在庫のものである。推定結果は県と年、月の双方向固定効果を入れたもので、カッコ内は都道府県を単位としたクラスター標準誤差である。***, **, *は、それぞれ 1%, 5%, 10%有意水準で統計的に有意であることを示す。

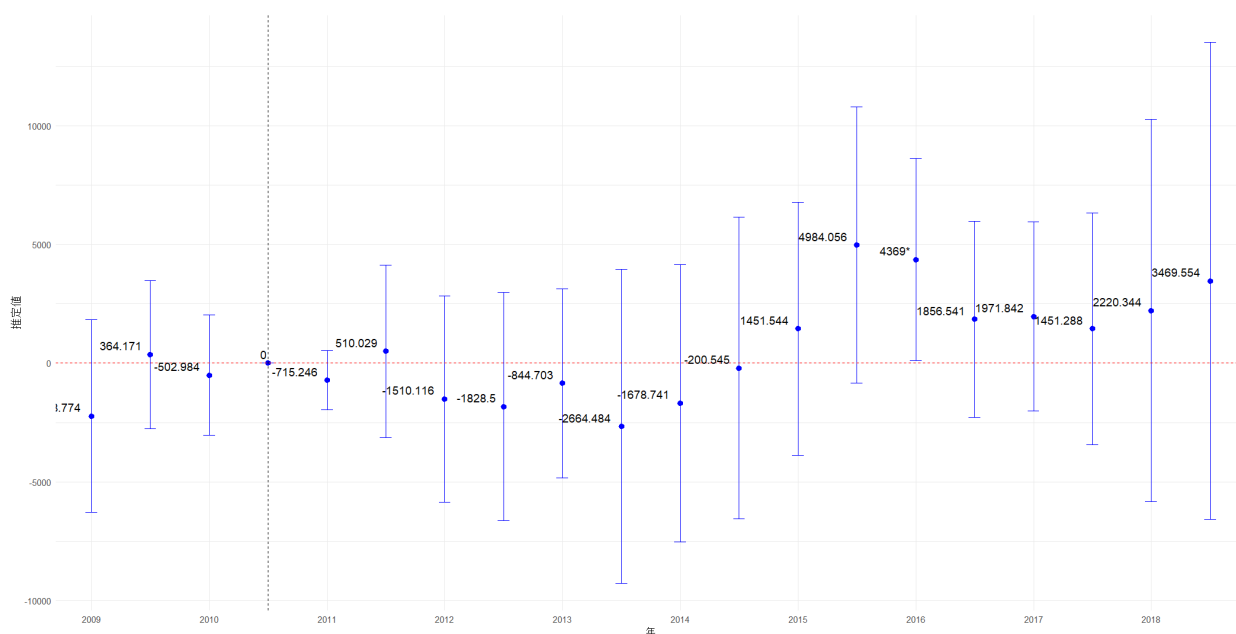
【表 A-4】仕入先を考慮した計画停電の医薬品の生産・在庫金額への影響の推定結果

被説明変数	① 医薬品合計	② 国産原薬の医薬品合計	③ 月末在庫
Treat×After×Upstream	1682.495 (1875.898)	-735.070 (774.091)	18712.719 (14002.899)
Treat×After	-260.618 (337.432)	240.155*** (59.806)	-3256.605 (2025.938)
After×Upstream	599.751 (833.016)	209.885 (260.466)	-5258.697 (2905.296)
After	-1107.446 (938.683)	210.389 (480.380)	-4807.845 (4069.202)
製造所数	608.001** (264.895)	35.062 (63.405)	1977.181 (1484.315)
(製造所数) ²	-1.291 (0.652)	-0.371 (0.254)	-1.091 (5.068)
従業員数	-5.468 (3.158)	0.255 (0.789)	-24.629* (13.985)
為替レート	18.055 (43.599)	1.689 (10.415)	114.805 (70.200)
県内総生産	0.260 (0.167)	0.017 (0.030)	1.599 (1.016)
観察数	5280	5280	5280
R^2	0.850	0.896	0.932
Adjusted R^2	0.848	0.894	0.931
RMSE	9398.651	3210.252	29491.806
N Clusters	47	47	47

(注) この表は差分の差分法を用いた(6)式の推定結果のうち、左から順番に被説明変数が都道府県 i の y 年 m 月の生産金額の合計、主として国産の原薬等から製造された医薬品の生産金額の合計、月末在庫のものである。推定結果は県と年、月の双方向固定効果を入れたもので、カッコ内は都道府県を単位としたクラスター標準誤差である。***, **, *は、それぞれ 1%, 5%, 10%有意水準で統計的に有意であることを示す。



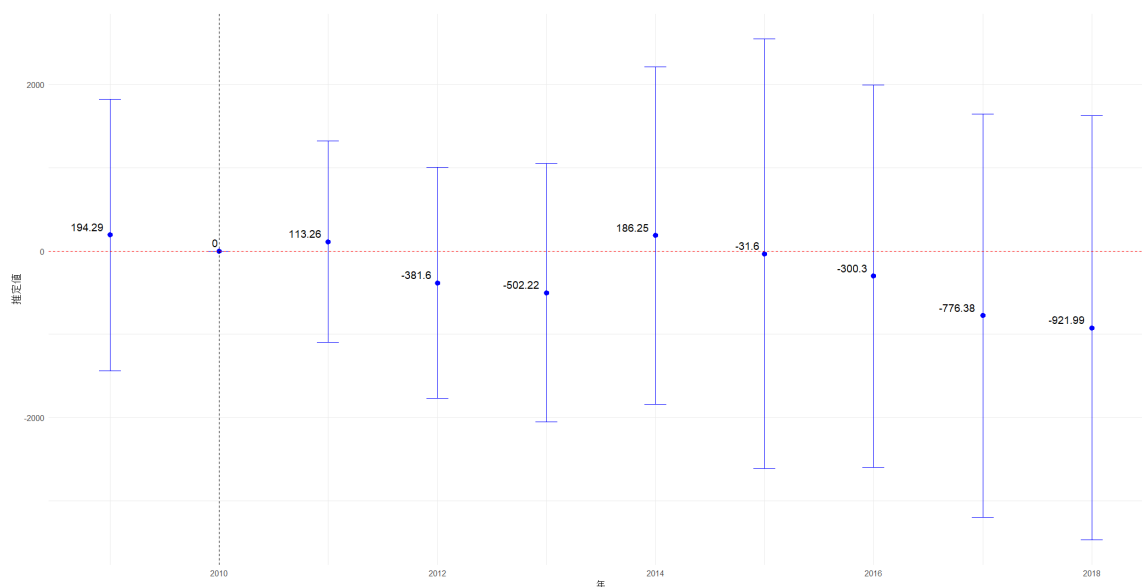
(a)年ごとの結果



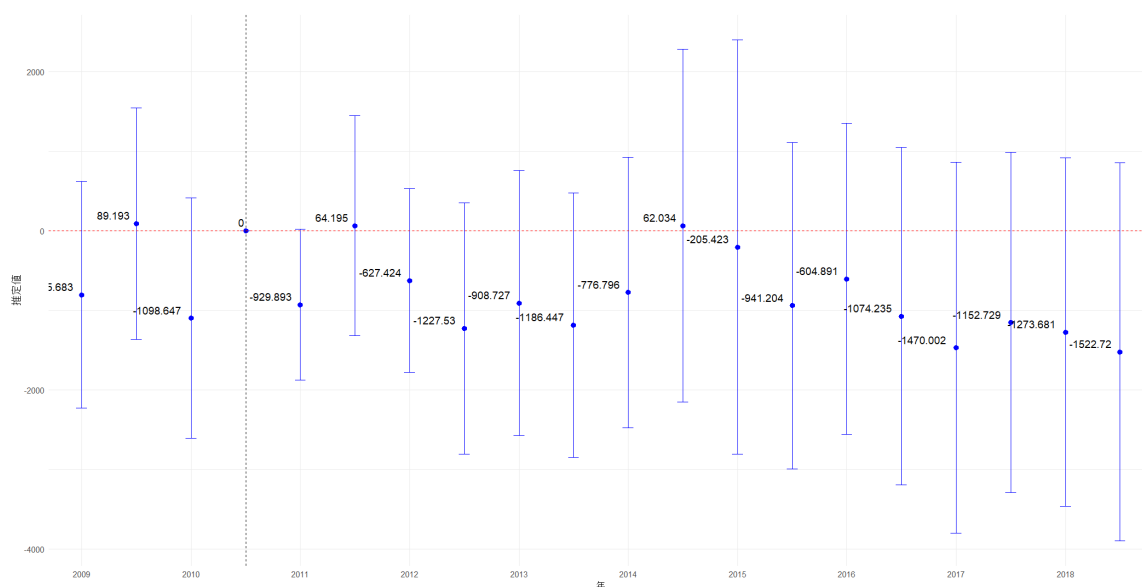
(b)半年ごとの結果

(注) この図はイベント・スタディモデルを用いた(8)式の結果のうち、被説明変数が都道府県 i の y 年 m 月の生産金額の合計値のものである。推定結果は県と年、月の双方向固定効果を用いたものであるで、都道府県を単位としたクラスター標準誤差である。***, **, *は、それぞれ 1%, 5%, 10%有意水準で統計的に有意であることを示し、青の縦線は各区分の 90%信頼区間を表している。(a)は年ごとにダミー変数を区切り、(b)は半年ごとに区切った推定結果である。黒の縦線は図(a)では 2010 年、図(b)では 2010 年下半期を表している。

【図 A-5】計画停電が医薬品の生産金額に与えた動的な影響の推定結果



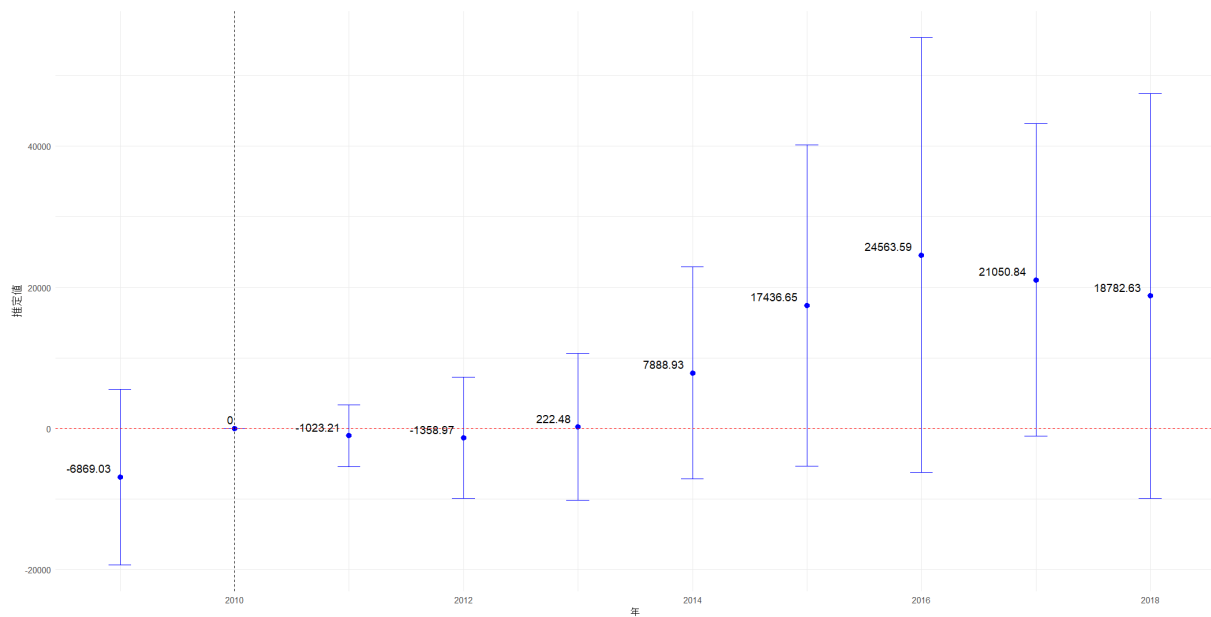
(a)年ごとの結果



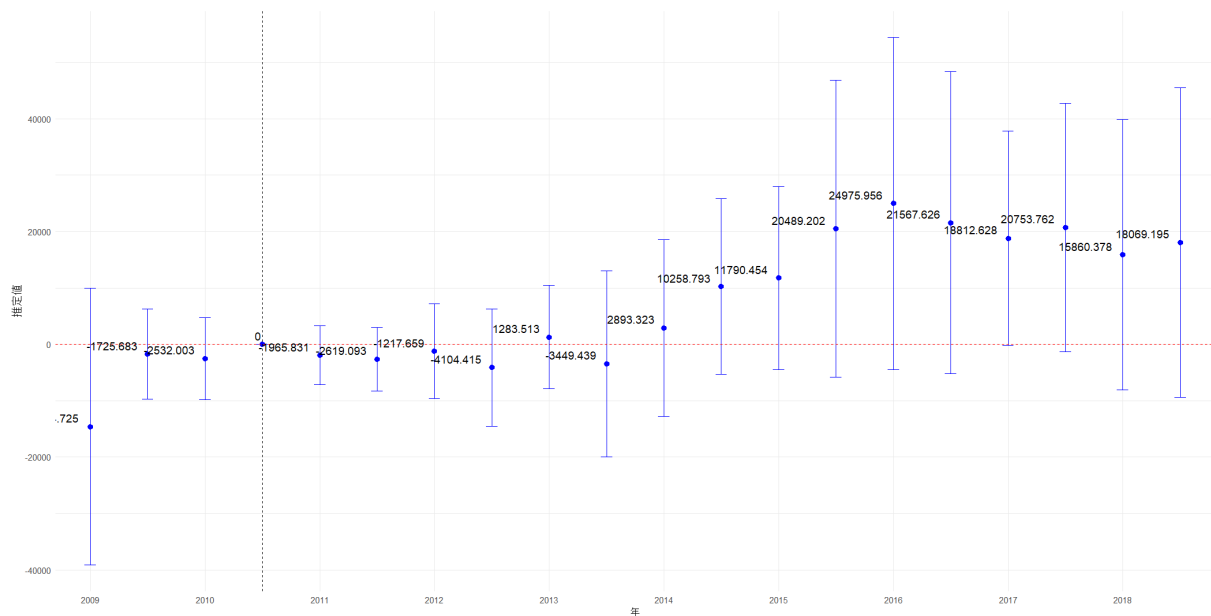
(b)半年ごとの結果

(注) この図はイベント・スタディモデルを用いた(8)式の結果のうち、被説明変数が都道府県 i の y 年 m 月の主として国産の原薬等から製造された医薬品の生産金額の合計値のものである。推定結果は県と年、月の双方向固定効果を用いたものであるで、都道府県を単位としたクラスター標準誤差である。***, **, *は、それぞれ 1%, 5%, 10%有意水準で統計的に有意であることを示し、青の縦線は各区分の 90%信頼区間を表している。(a)は年ごとにダミー変数を区切り、(b)は半年ごとに区切った推定結果である。黒の縦線は図(a)では 2010 年、図(b)では 2010 年下半期を表している。

【図 A-6】計画停電が国産原薬の医薬品の生産金額に与えた動的な影響の推定結果



(a)年ごとの結果



(b)半年ごとの結果

(注) この図はイベント・スタディモデルを用いた(8)式の結果のうち、被説明変数が都道府県 i の y 年 m 月の月末在庫金額のものである。推定結果は県と年、月の双方向固定効果を用いたものであるで、都道府県を単位としたクラスター標準誤差である。***, **, *は、それぞれ 1%, 5%, 10%有意水準で統計的に有意であることを示し、青の縦線は各区分の 90%信頼区間を表している。(a)は年ごとにダミー変数を区切り、(b)は半年ごとに区切った推定結果である。黒の縦線は図(a)では 2010 年、図(b)では 2010 年下半期を表している。

【図 A-7】計画停電が月末在庫金額に与えた動的な影響の推定結果