

# O limítrofe do horário de verão: análises quase-experimentais dos casos da Bahia e do Tocantins

Francis Carlo Petterini<sup>1</sup>

Diogo Signor<sup>2</sup>

Pedro Baptista dos Santos<sup>3</sup>

## Resumo

O horário de verão é adotado todo ano no Brasil, desde 1985, com o principal objetivo de melhorar a segurança do sistema nacional de geração e distribuição de energia elétrica. Os estados nas latitudes mais distantes da linha do Equador tendem a contribuir mais nesse sentido. Mas nos casos da Bahia, Tocantins e Mato Grosso paira a dúvida se os benefícios da adoção da medida superam os custos. Explorando situações quase-experimentais ocorridas nos dois primeiros, essa pesquisa aplica a metodologia dos controles sintéticos para concluir que a Bahia deveria participar da política, mas o Tocantins não. Além disso, conclui-se que as estimativas de impacto feitas pelo ONS podem estar subestimadas para o caso da Bahia, que seriam mais que o dobro dos 35 GWh até então considerados. **Palavras-chave:** horário de verão; quase-experimento; controle sintético.

## Abstract

The daylight saving time is adopted every year in Brazil, since 1985, with the main goal to improve the security of the national system of generation and distribution of electricity. The states in the most distant latitudes of the equator line tend to contribute more in this direction. But in the cases of Bahia, Tocantins and Mato Grosso hangs the question whether the benefits of adopting the policy outweigh the costs. Exploring quasi-experimental situations that occurred in the first two, this research applies the methodology of synthetic controls to conclude that Bahia should participate in politics, but not Tocantins. Moreover, it is concluded that estimates of impact made by the ONS are underestimated for the case of Bahia, being more than double the 35 GWh until then considered. **Keywords:** daylight saving time; quasi-experiment; synthetic control.

**JEL:** C15, E27, Q47.

**Área 10** - Economia Regional e Urbana.

## 1 Introdução

Desde 1985, todo ano o horário de verão é adotado no Brasil. A prática consiste em adiantar os relógios em uma hora durante os meses de maior insolação nas latitudes mais distantes da linha do Equador, e assim aproveitar melhor a iluminação natural. O primeiro registro da proposta é de 1784, feita pelo norte-americano Benjamin Franklin, com o objetivo de economizar velas. Mas foi só em 1916, durante a Primeira Guerra Mundial, com o objetivo de poupar carvão, que os países da Europa e os Estados Unidos passaram a adotar a ideia como política pública. Atualmente, segundo o levantamento de [Kotchen e Grant \(2011\)](#), 76 países usam a estratégia para reduzir o consumo de

---

<sup>1</sup>Universidade Federal de Santa Catarina. f.petterini@ufsc.br

<sup>2</sup>Universidade Federal de Santa Catarina. diogo.signor@posgrad.ufsc.br

<sup>3</sup>pedro.vmo@gmail.com

energia elétrica e/ou dar maior segurança ao seu sistema de produção e distribuição. Mas como a medida é forçosa e afeta a rotina das pessoas, no mundo todo, ela sempre gera polêmica.

Na revisão da literatura feita por [Aries e Newsham \(2008\)](#), a estimativa modal de economia de energia elétrica atribuída ao horário de verão pelos países é de 0,5%. Entretanto, quando considerado apenas o chamado “período de ponta”, entre 17h e 21h, a estimativa é em torno de 4%. Para o caso brasileiro, as estimativas do Operador Nacional do Sistema (ONS) são muito semelhantes às essas ([ONS, 2012, 2013](#)).

A razão da dissonância entre os números é que as pessoas mudam seus hábitos no verão, independentemente da imposição do horário. [Sexton e Beatty \(2014\)](#) analisaram a rotina de cerca de duas mil famílias norte-americanas para confirmar isso, observando que o tempo mais agradável e a maior incidência solar fazem com que elas saiam de casa com mais frequência nos fins das tardes de verão, usando menos eletricidade nas atividades domésticas. Por outro lado, entre a manhã e o meio da tarde o uso do ar condicionado e de outros eletroeletrônicos é intensificado, tanto em casa quanto no trabalho, compensando a economia do fim de tarde. Como algo semelhante deve acontecer em todos os países, o horário de verão se justificaria mais para distribuir o consumo ao longo do dia e, assim, mitigar pontas de estresse no sistema de produção e distribuição.

Dessa forma, nas literaturas de engenharia e de economia, a discussão repousa essencialmente nos efeitos da medida sobre a segurança do sistema e nos limítrofes de adoção do horário. Dentre os trabalhos acadêmicos sobre esse segundo ponto, se destacam [Kellogg e Wolff \(2008\)](#) e [Kotchen e Grant \(2011\)](#) analisando situações quase-experimentais de casos onde o horário foi alterado em alguns anos e em outros não. Sendo que no Brasil, conforme analisa [Montalvão \(2005\)](#), 17 estados brasileiros já passaram por essa situação.

Dentre esses casos brasileiros, há duas situações recentes e passíveis de análise. Quando no verão de 2011/2012 a Bahia foi incluída na política e no verão seguinte foi excluída, assim como o Tocantins foi incluído no verão de 2012/2013 e no seguinte foi excluído. Na sequência, desde o verão de 2014/2015, o horário foi aplicado apenas nas Unidades da Federação (UFs) das regiões Centro-Oeste, Sudeste e Sul, sem exceções – embora possam ser encontradas matérias nos jornais indicando que os 32 municípios setentrionais do Mato Grosso, através de associações de prefeitos, resolveram unilateralmente não aderir ao horário nos últimos verões.

No caso da Bahia, a mídia reporta que ela foi incluída devido aos estudos do ONS apontando que isso melhoraria a segurança do sistema. Mas foi excluída depois que o governo encomendou pesquisas de opinião que indicaram que mais de 3/4 da população seria contra a mudança de horário. E no caso do Tocantins, o governo solicitou a inclusão na política para alinhar o estado com o “funcionamento do sistema bancário nacional e das tabelas de voos originários do aeroporto de Palmas”<sup>1</sup>. Ou seja, parece que motivos bem menos técnicos são usados para se delimitar o limítrofe do horário de verão no Brasil.

Ao analisar os relatórios do ONS sobre o tema<sup>2</sup>, pelo menos dois pontos podem ser notados. Primeiro, existem indicativos de que a economia de energia atribuída ao horário de verão na Bahia pode ser considerável, mas no Tocantins talvez não. Segundo, a metodologia de avaliação do ONS não usa o arcabouço do modelo dos resultados potenciais – i.e., não usa grupo de controle. Quanto a este último ponto, [Kellogg e Wolff \(2008\)](#) e [Kotchen e Grant \(2011\)](#) apontam que a maioria dos trabalhos revisados por [Aries e Newsham \(2008\)](#) pecam nesse sentido. Por consequência, todas estas estimativas podem estar enviesadas, desconhecendo-se inclusive o sinal desses vieses.

Nesse contexto, considerando que a Empresa de Pesquisa Energética (EPE) tabula e divulga relatórios mensais do consumo por estado desde janeiro de 2004<sup>3</sup>, e também observando que o tema é um assunto relevante mas praticamente não discutido na literatura nacional, aqui se apresentarão estimativas alternativas da potencial economia atribuída ao horário de verão. Devido a natureza da

---

<sup>1</sup>Ver [secom.to.gov.br/noticia/87569](http://secom.to.gov.br/noticia/87569), acessada em maio de 2016.

<sup>2</sup>Ver [ons.org.br/avaliacao\\_condicao/horario\\_verao.aspx](http://ons.org.br/avaliacao_condicao/horario_verao.aspx).

<sup>3</sup>Ver [epe.gov.br/mercado](http://epe.gov.br/mercado).

base de dados e do horizonte temporal nela registrado, assim como as situações quase-experimentais geradas para inclusão e exclusão dos estados, o foco da análise será os casos da Bahia e do Tocantins, usando a metodologia dos “controles sintéticos” – [Abadie e Gardeazabal \(2003\)](#) e [Abadie et al \(2010, 2015\)](#). Espera-se assim contribuir para uma definição mais clara do limítrofe de adoção da política no Brasil.

Além dessa introdução, o artigo conta com mais quatro seções. A segunda seção é uma breve revisão da literatura que trata do horário de verão, focando nos trabalhos mais diretamente relacionados ao tema dessa pesquisa. A terceira trata da metodologia e da base de dados. A quarta apresenta os resultados estimados. Por fim, algumas considerações e sugestões para pesquisas futuras são apresentadas.

## 2 A literatura

A revisão de [Aries e Newsham \(2008\)](#) enfatiza a intersecção entre a “economia da energia” e a política do horário de verão, mas, devido a polêmica do tema, também houve o registro de trabalhos em outras áreas. Por exemplo, na medicina existem indicativos de que o ciclo de sono, a atividade digestiva, a produção de hormônios e a regulação térmica não se ajustam bem a mudança de horário – o que é confirmado e discutido também em [Kantermann et al \(2007\)](#), [Janszky e Ljung \(2008\)](#) e [Barnes e Wagner \(2009\)](#). Também há indicativos de que acidentes de carro aumentem nos dias que seguem à mudança, mas há quedas nesses números e na criminalidade nas semanas seguintes, atribuídas aos maiores níveis diários de iluminação ([Coate e Markowitz, 2004](#); [Doleac e Sanders, 2015](#)). Além de várias mudanças de comportamento, que não se sabe ao certo se podem ser atribuídas ao horário diferenciado ou ao verão em si ([Fong et al, 2007](#); [Sexton e Beatty, 2014](#)).

Nas perspectivas da engenharia e da economia, [Aries e Newsham \(2008\)](#) notam duas emergentes linhas de investigação dos impactos do horário de verão: segurança energética e limítrofe de adoção. Quanto à primeira, trabalhos mais recentes como [Momani et al \(2009\)](#), [Hill et al \(2010\)](#), [Krarti e Hajiahb \(2011\)](#) e [Verdejo et al \(2016\)](#) apontam que os efeitos do horário diferenciado estão mais relacionados com a economia de energia usada para iluminação, por outro lado a sociedade está usando cada vez mais eletroeletrônicos, cujo uso é fracamente afetado pela política – particularmente o ar condicionado. Assim, pode haver uma tendência de redução dos impactos da medida, não só em termos de economia como também em termos de sobrecarga nas redes de distribuição. Nesse contexto, a diferenciação tarifária por horários deveria complementar a política.

Na literatura de economia, a discussão parte da observação de que quanto mais próximo da linha do Equador está uma localidade, menor será a mudança de insolação no verão, conseqüentemente, menor será o impacto do horário diferenciado no uso da energia. Todavia, o impacto no cotidiano das pessoas será muito similar ao impacto do horário diferenciado em paralelos maiores. Por isso surge o interesse de delimitação do limítrofe de adoção da política. Sendo que dois trabalhos se destacam nesse sentido: [Kellogg e Wolff \(2008\)](#), analisando o caso do estado australiano de Nova Gales do Sul; e, [Kotchen e Grant \(2011\)](#), analisando o caso do estado norte-americano de Indiana. Ambos possuem pelo menos três pontos em comum. Primeiro, o objeto de estudo são locais onde há uma forte divisão de opinião entre os que apoiam e não apoiam a política. Segundo, argumentam que o arcabouço do modelo de resultados potenciais (também conhecido como modelo de Neyman-Rubin) é mais adequado para se mensurar os impactos do que as técnicas de simulação frequentemente usadas na literatura de engenharia. Terceiro, ambos se aproveitam de situações quase-experimentais para aplicar esse arcabouço.

No caso de [Kellogg e Wolff \(2008\)](#), os autores registram que três dos seis estados da Austrália adotam a política, mas com as Olimpíadas de Sydney, em 2000, Nova Gales do Sul mudou o horário com dois meses de atraso para não causar problemas aos jogos. Isso gerou uma situação quase-

experimental, no sentido que três estados vinham regularmente adotando a política, e em 2000 um deles recebeu o “tratamento” de não adoção. Assim, os autores montaram um painel por cidades e aplicaram modelos de diferenças-em-diferenças, concluindo que as estimativas do equivalente do ONS na Austrália estavam superestimadas, e que o horário de verão não causava impacto estatisticamente diferente de zero no consumo de energia. Consequentemente, poderia não fazer sentido adotar a política na Austrália.

Já no caso analisado por [Kotchen e Grant \(2011\)](#), por questões políticas, em 2006 apenas parte das cidades de Indiana adotaram o horário, sendo que nos anos anteriores todo o estado havia adotado. Assim, usando a mesma estratégia de [Kellogg e Wolff \(2008\)](#), os autores também concluíram que o horário de verão não causava impacto estatisticamente diferente de zero no consumo de energia. Consequentemente, no caso de Indiana também poderia não fazer sentido adotar a política.

Nota-se então que as capitais dos estados analisados nesses dois trabalhos, Sydney e Indianápolis, estão nos paralelos 33 Sul e 37 Norte, respectivamente. Já Salvador e Palmas, as capitais dos estados aqui analisados, estão nos paralelos 12 e 10 Sul. Ou seja, essas últimas estão bem mais próximas da linha do Equador, então os resultados encontrados por [Kellogg e Wolff \(2008\)](#) e [Kotchen e Grant \(2011\)](#) podem fazer sentido também para o caso brasileiro ora estudado. Por outro lado, as estimativas apresentadas em [ONS \(2012, 2013\)](#) não indicam que exista uma mudança significativa de economia de energia relacionada com a posição geográfica das UFs que mudam o horário. De fato, para todos os estados e em todos os anos analisados pelo ONS, as estimativas no Brasil tendem a ser próximas de 0,5% de economia ao longo do dia e 4% no período de ponta.

Afora as análises do ONS e notas isoladas da EPE, encontrou-se pouca discussão aprofundada sobre os impactos da política no Brasil – e muito menos tratando do limítrofe de adoção. Talvez uma exceção seja [Montalvão \(2005\)](#), que faz uma extensa exposição da história e das razões que fizeram a medida ser adotada regularmente desde 1985 – embora tenha sido adotada irregularmente desde o verão de 1931/1932. O autor conclui que o horário diferenciado nunca foi motivado pela economia de energia, mas para amenizar os problemas de curto prazo com a segurança do sistema de geração e distribuição, que ano após ano carece que uma planejamento mais adequado. O trabalho também mostra que isso ficou patente na “Crise do Apagão” do verão de 2001/2002, e que é questionável a adoção da política pelo menos nos estados da Bahia, Mato Grosso e Tocantins. Nessa linha de raciocínio, a seção seguinte apresenta a metodologia e a base de dados usadas para elucidar a questão posta.

### 3 A metodologia e a base de dados

Seguindo [Kellogg e Wolff \(2008\)](#) e [Kotchen e Grant \(2011\)](#), a análise aqui apresentada se fundamentará nas situações quase-experimentais dos estados que adotaram e deixaram de adotar o horário de verão. Mas diferentemente desses autores, que dispunham de informações do consumo de energia por cidades ao longo do tempo, permitindo a construção de um painel e a aplicação de modelos de diferenças-em-diferenças, a presente análise fará uso das séries temporais do consumo total de energia por estado tabuladas pela EPE desde janeiro de 2004. Dado o ponto de corte temporal e nível de agregação dos dados, o foco será nos casos da Bahia e do Tocantins e a metodologia será a dos “controles sintéticos” – inicialmente proposta por [Abadie e Gardeazabal \(2003\)](#) para análise de séries macroeconômicas dentro do arcabouço do modelo de resultados potenciais, com posteriores aprimoramentos discutidos em [Abadie et al \(2010, 2015\)](#).

Nessa metodologia, considera-se uma amostra com  $J + 1$  unidades de observação agregadas (e.g., UFs) indexadas por  $j$ , sendo  $j = 1$  o caso de interesse (Bahia ou Tocantins) e as unidades  $j = 2, \dots, J + 1$  sendo potenciais “doadores” – i.e., “controles”. Assim, a unidade  $j = 1$  é denominada de “tratada”, e havendo dados longitudinais para os períodos  $t = 1, \dots, T$ , define-se  $T_0$  como o ponto de

intervenção – no caso da Bahia o ponto pode ser outubro de 2011, e no do Tocantins pode ser outubro de 2012. A ideia então é mensurar o impacto ao longo do verão de intervenção sobre algum indicador de interesse, e.g., o consumo per capita de energia medido em kWh – que é o principal indicador usado pela Agência Internacional de Energia.<sup>4</sup>

Considere então que  $\{Y_{jt}^N\}_{t=1}^T$  representa a trajetória do consumo per capita de energia *na ausência da intervenção*, podendo ser um resultado factual ou um contrafactual não observado, dependendo do caso de  $j$ . Complementarmente,  $\{Y_{jt}^I\}_{t=1}^T$  representa a trajetória *com a intervenção*. Assume-se então que a intervenção não tem efeito até a implementação, i.e., para todo  $j$  tem-se que  $Y_{jt}^N = Y_{jt}^I$  se  $t \leq T_0$ . Dessa forma, ocorre que  $\alpha_t = Y_{1t}^I - Y_{1t}^N$  é o efeito da intervenção em  $t > T_0$ . Assim, ao considerar a função indicadora  $D_{jt} = \mathbf{1}[j = 1; t > T_0]$  é possível proceder a decomposição  $Y_{jt} = Y_{jt}^N + \alpha_t D_{jt}$ , onde  $Y_{jt}$  é o consumo de energia de fato observado na base de dados. Como  $Y_{1t}$  é observado, para estimar  $\alpha_t$  é suficiente se estimar  $Y_{1t}^N$ , i.e., os elementos da trajetória contrafactual não observada.

Para tal, assume-se que  $Y_{jt}^N = \delta_t + \theta_t Z_j + \lambda_t \mu_j + \varepsilon_{jt}$ , em que  $\delta_t$  é um fator temporal comum para todo  $j$  (representando tendências e sazonalidades),  $\theta_t$  é um vetor linha de parâmetros,  $Z_j$  é um vetor coluna de covariadas observáveis,  $\lambda_j$  é outro vetor linha de parâmetros,  $\mu_j$  é um vetor coluna de covariadas não observáveis, e  $\varepsilon_{jt}$  são choques transitórios não observáveis com média zero. Havendo então um vetor  $J \times 1$  de pesos  $W = (w_2, \dots, w_{J+1})'$ , com  $w_j \geq 0$  para todo  $j \neq 1$  e  $w_2 + \dots + w_{J+1} = 1$ , ele pode gerar uma combinação convexa das trajetórias do consumo de energia das unidades de controle.

Partindo do produto interno  $\langle W, (Y_{2t}^N, \dots, Y_{(J+1)t}^N) \rangle$ , [Abadie et al \(2010\)](#) mostram que se existe um vetor  $W^*$  capaz de mimetizar<sup>5</sup>: (i) as médias de partes da trajetória pré-intervenção, denominadas por  $\bar{Y}_j$ , com o objetivo de controlar as covariadas não observáveis; e, (ii) as covariadas observáveis,  $Z_j$ ; então, a combinação convexa da trajetória dos doadores com esses pesos será uma estimativa da trajetória contrafactual pós-intervenção da unidade tratada. Dessa forma, o “controle sintético” é dado por:

$$\text{Se } \begin{cases} \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* \bar{Y}_j \rightarrow \bar{Y}_1, \\ \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Z_j \rightarrow Z_1 \end{cases}, \quad \text{então } \underbrace{\sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Y_{j,t \geq T_0}}_{\text{controle sintético}} \rightarrow Y_{1,t \geq T_0}^N \quad (1)$$

Com esse resultado, o passo seguinte é determinar  $W$ . Seguindo a configuração usada em [Abadie et al \(2015\)](#), aqui os controles sintéticos serão determinados pela resolução do seguinte problema de mínimos quadrados ponderados:

$$\begin{aligned} \text{Min.}_{W,V} \quad & f(W, V | Y, Z) = \sum_{k=1}^{k'} v_k \left( \sum_{j=2}^{J+1} w_j \bar{Y}_{jk} - \bar{Y}_{1k} \right)^2 + \sum_{k=k'+1}^K v_k \left( \sum_{j=2}^{J+1} w_j Z_{jk} - Z_{1k} \right)^2 \\ \text{s.r.} \quad & \sum_{j=2}^J w_j = 1; \quad \sum_{k=1}^K v_k = 1; \quad w_j, v_k \geq 0, \forall j, k. \end{aligned} \quad (2)$$

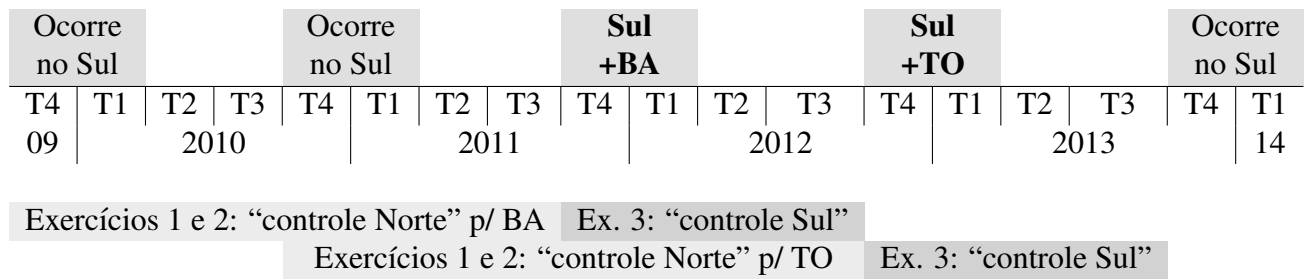
onde:  $f(\cdot)$  é a média ponderada do quadrado de desvios de predição do controle sintético; e,  $V = (v_1, \dots, v_K)'$  é o vetor de pesos dos  $K$  preditores, sendo estes formados pelas médias de partes das séries temporais pré-intervenção ( $\bar{Y}_{jk}$ ) e pelas covariadas ( $Z_{jk}$ ) – note que  $V$  é definido dentro do problema para se ajustar aos dados observados.

<sup>4</sup>Ver [iea.org/statistics](http://iea.org/statistics).

<sup>5</sup>Sejam os vetores  $a$  e  $b$ , se  $\|a - b\| < \xi$  para  $\xi$  suficientemente pequeno diz-se que o vetor  $a$  mimetiza o vetor  $b$ , ou  $a \rightarrow b$ .



Definida a metodologia, na sequência é preciso definir o horizonte de análise, os doadores, os indicadores de impacto e os preditores. Quanto aos dois primeiros, ocorre que o horário diferenciado do verão 2011/2012 iniciou dia 16 de outubro e terminou dia 27 de fevereiro, e o do verão 2012/2013 iniciou dia 21 de outubro e terminou dia 17 de fevereiro. Logo, no 4º trimestre de 2011 a Bahia recebeu o tratamento “ter o horário de verão, dado que não teve nos verões imediatamente anteriores”, e no 4º trimestre de 2012 recebeu o tratamento “não ter o horário de verão, dado que teve no verão imediatamente anterior”. Analogamente, o mesmo ocorre ao Tocantins um ano adiante. Para ilustrar o raciocínio, a Figura 1 apresenta uma linha do tempo, por trimestre e ano, apontando a entrada e a saída da Bahia e do Tocantins na política.



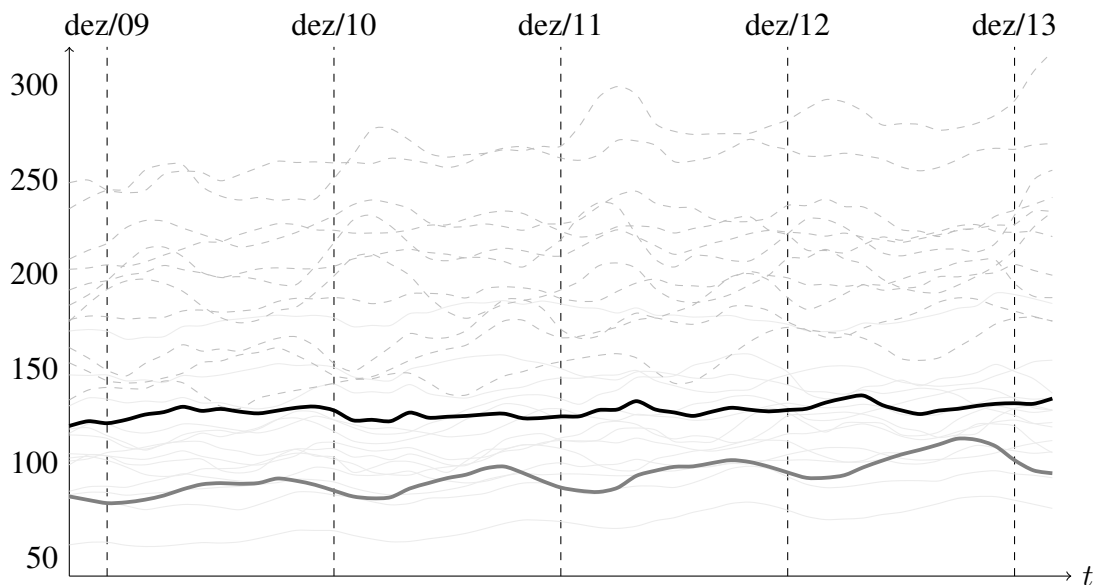
**Figura 1:** Linha do tempo, por trimestre e ano, ilustrando os pontos de entrada e saída da Bahia e do Tocantins na política.

Note então que, no caso da Bahia, o horizonte  $t = 1, \dots, T_0$  pode ser considerado entre out/2009 e out/2011, tendo como potenciais controles todos os estados da região Norte e os demais da região Nordeste (doravante denominado de “controle Norte”, ou simplesmente “Norte”), já que nenhum deles participou da política nos verões de 2009/2010 e de 2010/2011. Complementarmente, é possível considerar o horizonte  $t = 1, \dots, T_0$  entre out/2011 e out/2012, tendo como potenciais controles todos as UFs da regiões Centro-Oeste, Sudeste e Sul (doravante denominado de “controle Sul”, ou simplesmente “Sul”). E o análogo ocorre para o Tocantins.

Um ponto relevante ao delineamento do horizonte de análise é que se dispõe de informações desde 2004, portanto a análise do controle Norte poderia retroagir até este ano, dado que tanto a Bahia quanto o Tocantins não participaram da política no período. Todavia, na revisão de [Aries e Newsham \(2008\)](#) e nos trabalhos de [Momani et al \(2009\)](#), [Hill et al \(2010\)](#), [Krarti e Hajiahb \(2011\)](#) e [Verdejo et al \(2016\)](#) se têm indicativos de que as formas de uso da energia elétrica têm se mostrado bastante dinâmicas. Por consequência, as partes mais recentes das trajetórias  $\{Y_{jt}\}_{t=1}^T$  devem ser privilegiadas para a estimação dos contrafactuais não observados. Além disso, nota-se que nos trabalhos de [Abadie e Gardeazabal \(2003\)](#) e [Abadie et al \(2010, 2015\)](#) os períodos de pré-intervenção considerados foram de 18, 29 e 28 (anos, já que nos três casos as observações eram anuais), guardando coerência ao horizonte de 24 (meses) ao se usar o controle Norte – completando dois ciclos anuais para se captar alguma forma de tendência e sazonalidade. Por outro lado, para completar um ciclo anual inteiro usando o controle Sul só é possível usar os 12 meses imediatamente anteriores ao tratamento.

Quanto aos indicadores de impacto, a Figura 2 apresenta o consumo de energia em kWh per capita ao mês de todas as UFs entre out/2008 e fev/2014. O numerador desta série provém dos levantamentos da EPE, como já foi dito. Já o denominador provém das estimativas do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) para julho de cada ano, confeccionadas regularmente para atender as demandas do Tribunal de Contas da União, e interpoladas linearmente entre os meses. As linhas escuras de cores preta e cinza são as trajetórias da Bahia e do Tocantins, respectivamente, as linhas cinza tracejadas são as trajetórias das UFs do Sul, e as linhas cinza afiladas são as do Norte. Na inspeção visual, nota-se que os valores da trajetória mais baixa do Sul são maiores que os valores das

trajetórias da Bahia e do Tocantins. Por consequência, com esse indicador de impacto não é possível fazer uma combinação convexa de trajetórias do Sul capaz de mimetizar as trajetórias das unidades tratadas.



**Figura 2:** Consumo de energia em kWh per capita ao mês entre out/2008 e fev/2014: as linhas espesas de cores preta e cinza são as trajetórias da Bahia e do Tocantins, respectivamente; as linhas cinza tracejadas são as trajetórias das UFs do Sul, e as linhas cinza afiladas são as trajetórias das UFs do Norte.

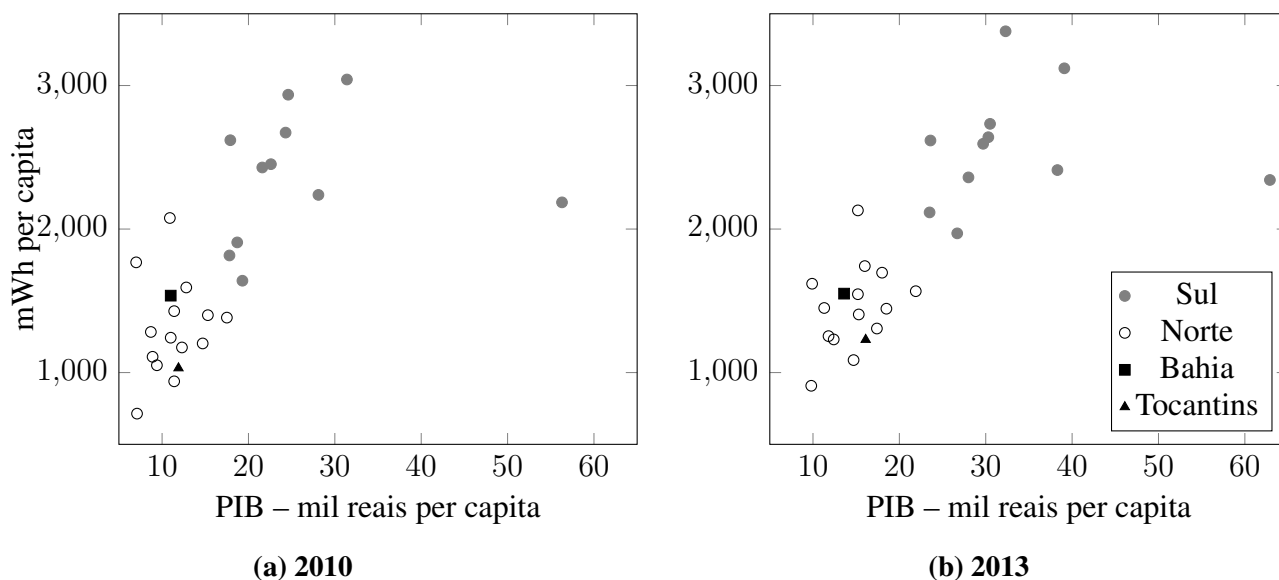
Fonte dos dados: EPE e IBGE. Elaboração própria.

Nesse sentido, a verificação das contas regionais<sup>6</sup> e dos trabalhos que registram as relações entre o consumo de energia elétrica e o Produto Interno Bruto (PIB) no Brasil, particularmente Schmidt e Lima (2004), EPE (2014) e Ferreira Neto et al (2016), deixa claro que esse descolamento entre as trajetórias do Sul e das unidades tratadas está bastante relacionado com uma distorção regional de renda e de capacidade produtiva<sup>7</sup>. Para ilustrar isso, a Figura 3 apresenta a dispersão entre o PIB (a preços de mercado) e o consumo de energia para os anos de 2010 e 2013 por UFs – ambas as variáveis em termos per capita. Assim, nos dois anos note que a maioria dos estados das regiões Norte e Nordeste encontram-se no quadrante de consumo abaixo de 2.000 mWh e de R\$ 20 mil em PIB, enquanto o oposto ocorre com as UFs das regiões Centro-Oeste, Sudeste e Sul – frisando que o ponto mais à direita é o Distrito Federal.

Dadas as observações anteriores, nota-se pelo menos dois pontos. Primeiro, considerando que o PIB per capita é bastante correlacionado com o consumo de energia, e que ele resume várias outras covariadas do desempenho econômico, esta variável se mostra um promissor preditor observável ( $Z_j$ ). Segundo, para implementar a estratégia de uso das UFs do Sul como controles não é possível usar o consumo de energia per capita como indicador de impacto ( $Y_{jt}$ ).

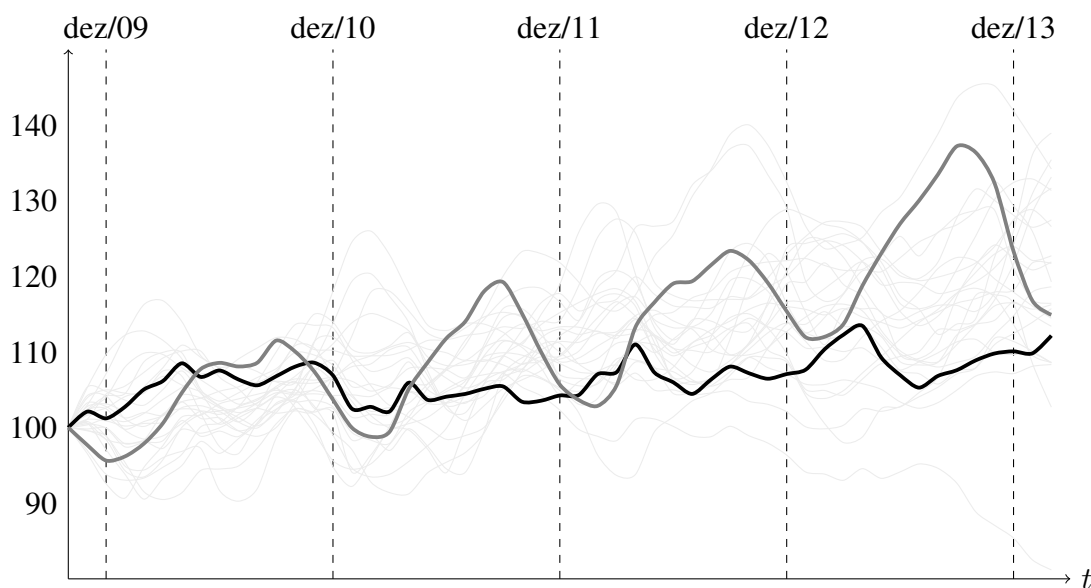
<sup>6</sup>Ver IBGE (2015).

<sup>7</sup>No Brasil, EPE (2014) estima que a indústria responde por cerca de 70% do consumo de energia elétrica. Associando essa observação aos números apresentados em IBGE (2011), nota-se que mais de 90% do consumo industrial de energia se concentra nas regiões Sudeste e Sul.



**Figura 3:** Dispersão entre o PIB e o consumo de energia por UFs em 2010 e 2013.  
Fonte dos dados: EPE e IBGE (2015). Elaboração própria.

Quanto a esse último ponto, a estratégia que será usada para contornar o empecilho é deixar de relativizar o consumo em termos per capita, e o relativizar em termos de um ponto passado, usando números índice. Note então que isso mudará a interpretação do impacto, de “efeito no nível” para “efeito na variação”, mas permitirá a operacionalização do exercício de comparação. Assim, a Figura 4 apresenta os índices do consumo de energia ao mês com base 100 em out/2009, onde as linhas espesas de cores preta e cinza são as trajetórias da Bahia e do Tocantins, respectivamente, e as linhas as linhas cinza afiladas são as trajetórias das demais UFs. Por inspeção visual, percebe-se que com esse indicador de impacto é possível fazer uma combinação convexa de trajetórias do Sul e do Norte capaz de mimetizar as trajetórias das unidades tratadas.



**Figura 4:** Índices do consumo de energia ao mês com base 100 em out/2009: as linhas espesas de cores preta e cinza são as trajetórias da Bahia e do Tocantins, respectivamente; as linhas cinza afiladas são as trajetórias das demais UFs.  
Fonte dos dados: EPE e IBGE. Elaboração própria.



Com o discutido até aqui, os resultados que serão apresentados na próxima seção estarão divididos em três exercícios, estruturados da seguinte forma:

1. Comparando as unidades tratadas com o Norte, considerando os 24 meses anteriores ao tratamento, tendo como indicador de impacto o *consumo de energia per capita*, e considerando como preditores as 8 médias trimestrais desta trajetória (em linha ao ilustrado anteriormente na Figura 1) e os PIBs per capita dos anos sobrepostos;
2. Comparando as unidades tratadas com o Norte, considerando os 24 meses anteriores ao tratamento, tendo como indicador de impacto o *número índice* do consumo de energia, e considerando como preditores as 8 médias trimestrais desta trajetória e os PIBs per capita dos anos sobrepostos; e,
3. Comparando as unidades tratadas com o Sul, considerando os 12 meses anteriores ao tratamento, tendo como indicador de impacto o *número índice* do consumo de energia, e considerando como preditores as 4 médias trimestrais desta trajetória e o PIBs per capita do ano sobreposto.

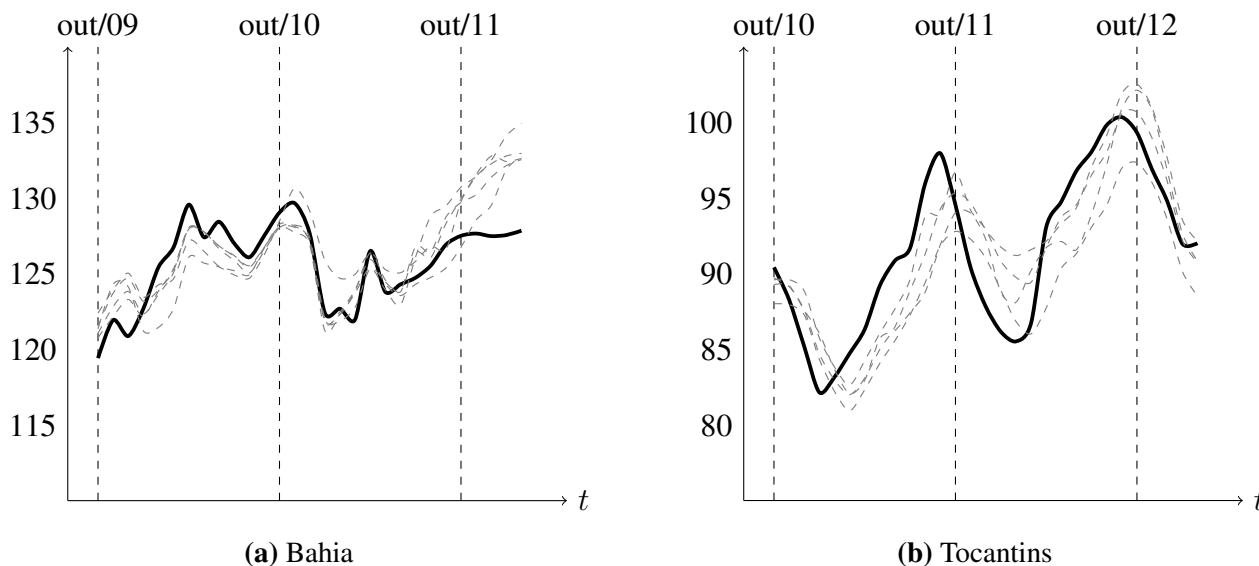
Para os três exercícios, ainda à guisa de metodologia, faltam comentários para mais dois pontos. Primeiro, para se fazer a inferência, [Abadie e Gardeazabal \(2003\)](#) e [Abadie et al \(2010, 2015\)](#) propõem a resolução e comparação de problemas “placebos”, no seguinte sentido: os resultados provenientes da resolução do problema (2) gerarão estimativas para  $W^*$ ; parte dos elementos de  $W^*$  serão diferentes de zero; estes elementos guardarão correspondência ao controle sintético, portanto, a retirada do doador  $j$  tal que  $w_j^* \neq 0$  mudará a solução; assim, ao retirar sequencialmente todo doador  $j$  tal que  $w_j^* \neq 0$  e reestimar (2), as soluções sequenciais servirão de *bootstrapping* para se inferir a variância da estimativa de  $Y_{1,t \geq T_0}^N$ . O segundo e último ponto trata da comparação destas estimativas sequencias, que pode ser feita pela estatística  $RMSPE = \sqrt{T_0^{-1} \sum_{t=1}^{T_0} (Y_{1t} - \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Y_{jt})^2}$ , onde a sigla faz referência ao termo *root mean square prediction error*, que é uma estimativa do desvio padrão do erro de predição pré-intervenção.

## 4 Os resultados

Em anexo, a Tabela 1 apresenta os resultados do exercício 1, expondo primeiramente os elementos encontrados para  $W^*$ . No caso da Bahia, dentre os doadores o controle sintético corresponde aos estados de Alagoas (com  $w^* = 0,372$ ), Pará (0,307), Paraíba (0,184) e Rio Grande do Norte (0,137). E no caso do Tocantins, têm-se os estados do Maranhão (0,235), Piauí (0,687) e Roraima (0,078).

Quanto aos preditores, os termos  $\bar{Y}_{Ts,a}$  referem-se as médias do indicador de impacto no trimestre  $s = 1, \dots, 4$  do ano de intervenção,  $a$ , e os termos seguintes referem-se ao PIBs per capita. Como o vetor  $V^*$  foi escolhido dentro do protocolo de otimização para se ajustar aos dados, o valor de seus elementos tende a ser menor quanto maior for o desvio do sintético do preditor em relação ao que de fato foi observado para a unidade tratada. Para visualizar esses desvios, os números entre parênteses mostram os valores absolutos dos erros de predição,  $(\sum_{j=2}^{J+1} w_j^* \bar{Y}_j - \bar{Y}_1)/\bar{Y}_1$  e  $(\sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Z_j - Z_1)/Z_1$ , em percentual. Por exemplo, no caso da Bahia, a diferença entre o sintético e o valor do PIB per capita de fato observado desvia 11,2% em 2010, e 0,2% em 2009. Para o caso do Tocantins, esses desvios para 2010 e 2009 são de 12,2% e 2,3%. À guisa de referência, nos trabalhos de [Abadie e Gardeazabal \(2003\)](#) e [Abadie et al \(2010, 2015\)](#) esses desvios oscilam entre zero e cerca de 25%, de forma muito semelhante ao observado aqui.

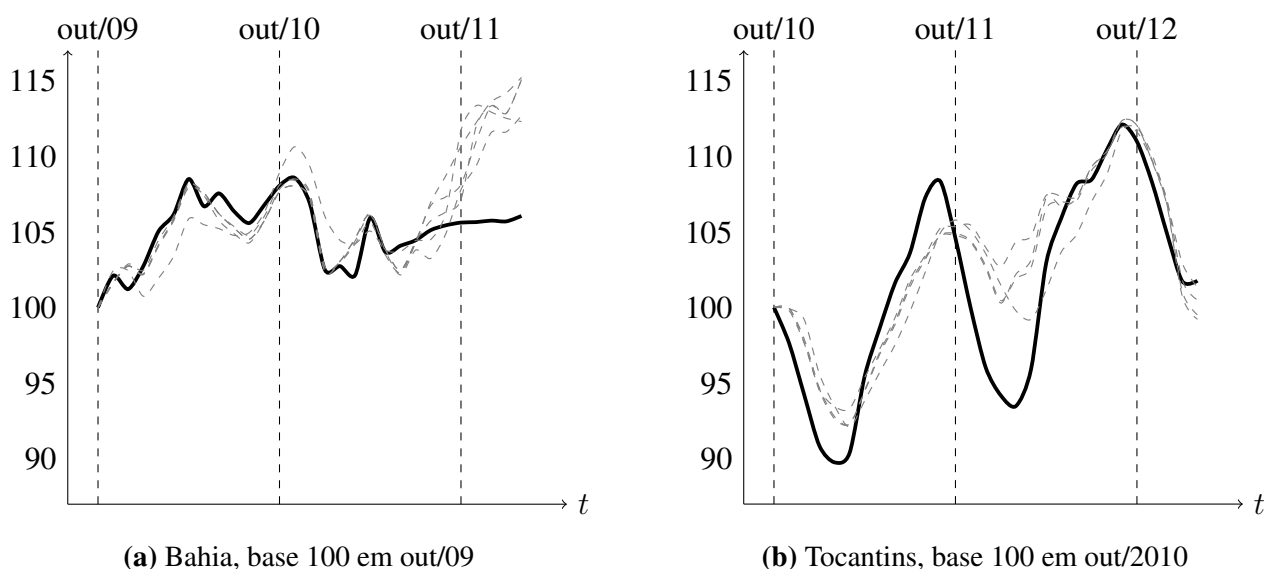
As demais colunas da Tabela 1 apresentam os resultados dos problemas placebos, e a última linha apresenta a estatística RMSPE, indicando que os desvios do erro de predição pré-intervenção estão entre 1,42 e 2,29 (mWh per capita) no caso da Bahia, e entre 3,41 e 3,88 no caso do Tocantins. Sendo que todos estes resultados podem ser melhor compreendidos visualmente, grafando-se as trajetórias do controle sintético e dos placebos em contraponto a trajetória observada, como é feito na Figura 5.



**Figura 5:** Trajetórias factuais (linha de cor preta) e contrafactuais estimadas (linhas cinza tracejadas, para o sintético e os placebos) do consumo mensal de energia em kWh per capita – **exercício 1**.

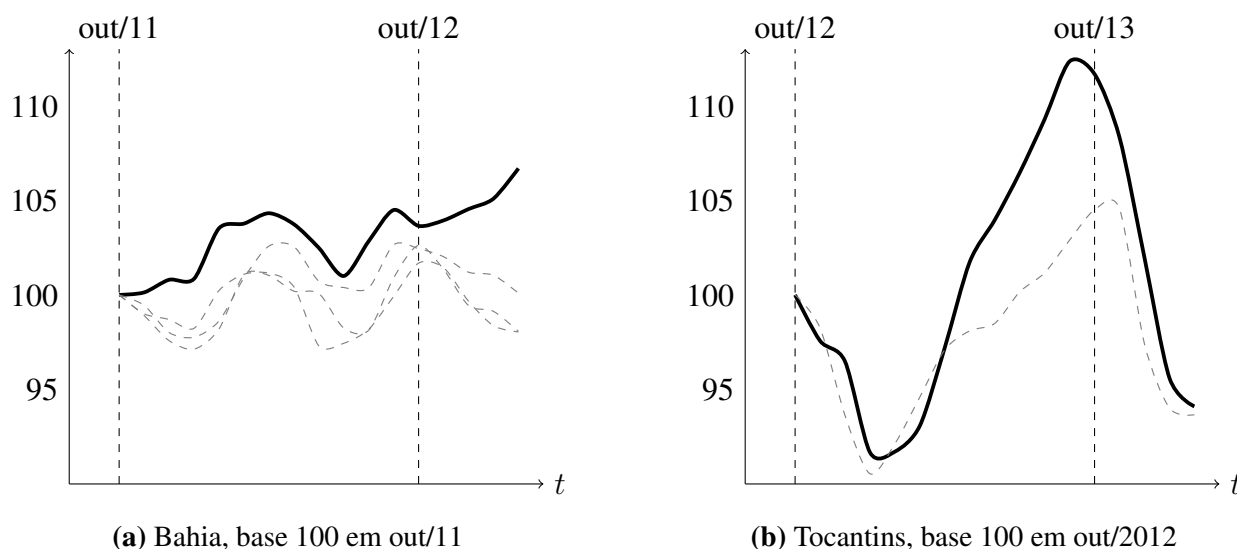
No exercício 1, para o caso da Bahia no verão 2011/2012, a estimativa é que a trajetória do consumo teria sido ascendente na ausência da política, chegando a valores entre 131 e 134 kWh per capita, quando de fato se observou que o consumo se estabilizou próximo de 128 kWh per capita no período. Tomando o valor contrafactual médio de 130, o impacto da política seria de 2 kWh per capita ao mês. Considerando então a população de 14 milhões de pessoas e 133 dias de vigência do horário, a economia total estimada pelo controle sintético seria próxima de 124 GWh nesse caso – valor acima da estimativa de 35 GWh reportada em [ONS \(2012\)](#). Para o caso de Tocantins, a estimada feita pelo controle sintético não aponta para a existência de impacto significativo, em conformidade com o reportado em [ONS \(2013\)](#).

Já a Tabela 2, em anexo, apresenta os resultados nos moldes do exercício 2. No caso da Bahia, dentre os doadores o controle sintético corresponde aos estados de Alagoas (com  $w^* = 0,323$ ), Ceará (0,118), Pará (0,191) e Paraíba (0,368). E no caso do Tocantins, têm-se os estados do Maranhão (0,434), Piauí (0,068) e Roraima (0,498).



**Figura 6:** Trajetórias factuais (linha de cor preta) e contrafactuais estimadas (linhas cinza tracejadas, para o sintético e os placebos) do *número índice* do consumo mensal de energia – **exercício 2**.

A Figura 6 apresenta os gráficos das trajetórias do controle sintético e dos placebos contrapondo as trajetórias de fato, tomando a base 100 para out/2009 no caso da Bahia e out/2010 no caso do Tocantins. Para a Bahia a estimativa de impacto é em torno de 5 pontos percentuais em relação a observação de base, equivalente a uma economia de 89 GWh ao longo verão. E no caso do Tocantins, assim como no exercício anterior, a estimada pelo controle sintético não aponta para a existência de impacto significativo.



**Figura 7:** Trajetórias factuais (linha de cor preta) e contrafactuais estimadas (linhas cinza tracejadas) do *número índice* do consumo mensal de energia sendo “doadores” os estados da *metade sul* do país – **exercício 3**.

Por fim, a Tabela 3, também em anexo, apresenta os resultados do exercício 3. No caso da Bahia, dentre os doadores o controle sintético corresponde apenas ao Distrito Federal (com  $w^* = 0,072$ ) e São Paulo (0,928). E no caso do Tocantins corresponde exclusivamente a trajetória do Mato Grosso. A despeito desses resultados bem menos aderentes com as trajetórias de fato, a Figura 7 mostra que os

gráficos do controle sintético são coerentes as outras estimativas. Sendo o impacto estimado próximo de 5 pontos percentuais para a Bahia, como no exercício anterior, equivalente a uma economia de 87 GWh no período, e nenhum impacto significativo para o caso do Tocantins.

## 5 Considerações finais

Usando o arcabouço do modelo de resultados potenciais, essa pesquisa encontrou estimativas alinhadas com as do ONS. Quais sejam, no caso da Bahia a economia de energia derivada do horário de verão pode ser considerável, mas no caso do Tocantins não. Todavia, no caso Bahia encontrou-se indicativo de que o ONS pode estar subestimando os impactos da política, que seriam de mais que o dobro dos 35 GWh até então considerados.

Tomando em conta os motivos ventilados nos jornais acerca da participação desses estados na política nos últimos verões, quais sejam, de que a Bahia não participa em decorrência de uma decisão política para agradar a opinião pública, e de que o Tocantins participou apenas para ajustar o horário com a metade sul do país, conclui-se que o primeiro estado deveria adotar o horário diferenciado e o segundo não. Pois a inclusão da Bahia geraria maior segurança ao sistema nacional de geração e distribuição de energia elétrica, como indicam as notas técnicas do ONS. Já a inclusão do Tocantins não geraria impacto significativo nesse sentido, mas poderia gerar impactos negativos na saúde da população, como indicam os trabalhos apontados na revisão da literatura.

As conclusões dessa pesquisa, em conjunto com as notas técnicas do ONS, parecem elucidar duas das três análises sobre o limítrofe de adoção do horário de verão no Brasil, deixando ainda encoberta a questão para o Mato Grosso. Nesse caso, considerando que os municípios setentrionais do estado não vêm adotando a política nos últimos verões, e adotaram no passado, uma pesquisa futura pode fazer proveito dessa situação quase-experimental para aplicar modelos de diferenças-em-diferenças – semelhante ao que foi feito em Kellogg e Wolff (2008) e Kotchen e Grant (2011). Isso contribuiria para dar fecho a parte das polêmicas que envolvem o horário de verão.

## Referências

- ABADIE, A.; GARDEAZABAL, J. (2003). The Economic Costs of Conflict: A Case Study of the Basque Country. *The American Economic Review*, v. 93, n. 1, p. 113-132.
- ABADIE, A.; DIAMOND, A.; HAINMUELLER, J. (2010). Synthetic Control Methods for Comparative Case Studies: Estimating the Effect of California's Tobacco Control Program. *Journal of the American Statistical Association*, v. 105, n. 490, p. 493-505.
- ABADIE, A.; DIAMOND, A.; HAINMUELLER, J. (2015). Comparative Politics and the Synthetic Control Method. *American Journal of Political Science*, v. 59, n. 2, p. 495-510.
- ARIES, M. B. C.; NEWSHAW, G. R. (2008). Effect of daylight saving time on lighting energy use: A literature review. *Energy Policy*, v. 36, p. 1858–1866.
- BARNES, C. M.; WAGNER, D. T. (2009). Changing to daylight saving time cuts into sleep and increases workplace injuries. *Journal of applied psychology*, v. 94, n. 5, p. 1305-1317.

- COATE, D.; MARKOWITZ, S. (2004). The effects of daylight and daylight saving time on US pedestrian fatalities and motor vehicle occupant fatalities. *Accident Analysis and Prevention*, v. 36, p. 351-357.
- DOLEAC, J. L.; SANDERS, N. J. (2015). Under the cover of darkness: how ambient light influences criminal activity. *The Review of Economics and Statistics*, v. 97, p. 1093-1103.
- EPE (2014). Consumo de Energia no Brasil: Análises Setoriais. *Nota Técnica DEA*, Empresa de Pesquisa Energética, n. 10.
- FONG, W.; MATSUMOTO, H.; LUN, Y.; KIMURA, R. (2007). Energy Savings Potential of the Summer Time Concept in Different Regions of Japan From the Perspective of Household Lighting. *Journal of Asian Architecture and Building Engineering*, v. 6, n. 2, p. 371-378.
- IBGE (2011). Pesquisa Industrial Mensal e Produção Física Regional: Dezembro de 2011. *Indicadores IBGE*, Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística.
- IBGE (2015). Contas Regionais do Brasil 2010-2013. *Contas Nacionais*, n. 47, Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística.
- HILL, S. I.; DESOBRYA, F.; GARNSEY, E. W.; CHONG, Y. (2010). The impact on energy consumption of daylight saving clock changes. *Energy Policy*, v. 38, p. 4955-4965.
- JANSZKY, I.; LJUNG, R. (2008). Shifts to and from Daylight Saving Time and Incidence of Myocardial Infarction. *New England Journal of Medicine*, v. 359, p. 1966-1968.
- KANTERMANN, T.; JUDA, M.; MERROW, M.; ROENNEBERG, TILL (2007). The Human Circadian Clock's Seasonal Adjustment Is Disrupted by Daylight Saving Time. *Current Biology*, v. 17, p. 1996-2000.
- KELLOGG, R.; WOLFF, H. (2008). Daylight time and energy: Evidence from an Australian experiment. *Journal of Environmental Economics and Management*, v. 56, p. 207-220.
- KOTCHEN, M. J.; GRANT, L. E. (2011). Does Extending Daylight Saving Time Save Energy? Evidence from a natural experiment in Indiana. *The Review of Economics and Statistics*, v. 93, n. 4, p. 1172-1185.
- KRARTI, M.; HAJIAHB, A. (2011). Analysis of impact of daylight time savings on energy use of buildings in Kuwait. *Energy Policy*, v. 39, p. 2319-2329.
- MIRZA, F. M.; BERGLAND, O. (2011). The impact of daylight saving time on electricity consumption: Evidence from southern Norway and Sweden. *Energy Policy*, v. 39, p. 3558-3571.
- MOMANI, A. M.; YATIMA, B.; ALIA, M. A. M. (2009). The impact of the daylight saving time on electricity consumption: A case study from Jordan. *Energy Policy*, v. 37, p. 2042-2051.
- MONTALVÃO, E. (2005). O setor elétrico e o horário de verão. *Textos para discussão do Senado Federal do Brasil*, n. 19.
- FERREIRA NETO, A. B.; CORRÊA, W. L. R.; PEROBELLI, F. S. (2016). Consumo de Energia e Crescimento Econômico: uma Análise do Brasil no período 1970-2009. *Análise Econômica*, v. 34, n. 65, p. 181-204.
- ONS (2012). Término do Horário de Verão 2011/2012. *Nota Técnica do Operador Nacional do Sistema Elétrico*, n. 42/2012.

- ONS (2013). Término do Horário de Verão 2012/2013. *Nota Técnica do Operador Nacional do Sistema Elétrico*, n. 22/2013.
- SCHMIDT, C. A. J.; LIMA, M. A. M. L. (2004). A Demanda por Energia Elétrica no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 58, n. 1, p. 67-98.
- SEXTON, A. L.; BEATTY, T. K. M. (2014). Behavioral responses to Daylight Savings Time. *Journal of Economic Behavior & Organization*, v. 107, p. 290–307.
- VERDEJO, H.; BECKER, C.; ECHIBURU, D.; ESCUDERO, W.; FUCKS, E. (2016). Impact of daylight saving time on the Chilean residential consumption. *Energy Policy*, v. 88, p. 456-464.



## Anexos

	Bahia					Tocantins			
	Placebos					Placebos			
	Sintético	1	2	3	4	Sintético	1	2	3
Peso do doador ( $w^*$ ):									
AC	0	0	0	0	0	0	0,222	0,878	0
AL	0,372	-	0,318	0,394	0,417	0	0	0	0
AM	0	0	0	0	0	0	0,226	0	0
AP	0	0	0	0	0	0	0	0,064	0,114
CE	0	0,067	0	0,038	0	0	0	0	0
MA	0	0,061	0,377	0	0	0,235	-	0,038	0,219
PA	0,307	0,221	-	0,279	0,327	0	0,067	0	0
PB	0,184	0,19	0,052	-	0,223	0	0	0	0
PE	0	0	0	0,125	0	0	0	0	0
PI	0	0	0	0	0	0,687	0,485	-	0,668
RN	0,137	0,461	0,152	0,164	-	0	0	0	0
RO	0	0	0	0	0	0,078	0	0,021	-
RR	0	0	0	0	0	0	0	0	0
SE	0	0	0,101	0	0,033	0	0	0	0
Peso do preditor ( $v^*$ ):									
$\bar{Y}_{T4,a-2}$	0,124 (8,9)	0,151 (14,1)	0,111 (11,4)	0,141 (2,4)	0,352 (23,6)	0,088 (12,5)	0,128 (21,5)	0,004 (18,9)	0,338 (9,8)
$\bar{Y}_{T1,a-1}$	0,090 (16,9)	0,141 (13,8)	0,114 (23,9)	0,024 (17,1)	0,236 (0,9)	0,125 (12,2)	0,215 (11,7)	0,189 (14,5)	0,098 (16,1)
$\bar{Y}_{T2,a-1}$	0,055 (14,7)	0,143 (14,6)	0,043 (26,8)	0,152 (6,4)	0,057 (11,1)	0,177 (11,1)	0,139 (9,7)	0,181 (11,7)	0,203 (6,2)
$\bar{Y}_{T3,a-1}$	0,169 (5,8)	0,138 (6,4)	0,239 (6,1)	0,171 (8,4)	0,010 (0,1)	0,122 (7,2)	0,117 (7,7)	0,145 (8,5)	0,161 (4,8)
$\bar{Y}_{T4,a-1}$	0,138 (0,5)	0,172 (0,6)	0,036 (0,1)	0,201 (0,1)	0,155 (0,1)	0,177 (0,1)	0,114 (0,1)	0,139 (0,2)	0,087 (0,1)
$\bar{Y}_{T1,a}$	0,147 (1,5)	0,146 (2,1)	0,268 (2,6)	0,064 (2,1)	0,111 (1,1)	0,111 (1,6)	0,097 (1,1)	0,117 (2,1)	0,062 (1,9)
$\bar{Y}_{T2,a}$	0,213 (0,7)	0,036 (2,1)	0,126 (1,5)	0,161 (0,8)	0,076 (0,7)	0,126 (3,5)	0,111 (4,8)	0,136 (3,3)	0,003 (3,3)
$\bar{Y}_{T3,a}$	0,058 (0,7)	0,064 (0,5)	0,061 (0,6)	0,084 (0,8)	0,001 (0,9)	0,072 (3,7)	0,077 (4,1)	0,085 (4,4)	0,048 (3,9)
$PIB_{a-1}^{p.c.}$	0,003 (0,2)	0,001 (0,6)	0,001 (0,2)	0,001 (0,6)	0,001 (0,1)	0,001 (2,3)	0,001 (2,4)	0,003 (2,2)	0,000 (2,9)
$PIB_a^{p.c.}$	0,003 (11,2)	0,006 (5,4)	0,001 (18,9)	0,001 (8,5)	0,001 (12,9)	0,001 (12,2)	0,001 (7,9)	0,001 (4,7)	0,000 (17,4)
RMSPE	1,42	2,29	1,85	1,59	1,48	3,41	3,80	3,88	3,47

**Tabela 1:** Resultados estimados para os pesos da composição das trajetórias contrafactuais estimadas para o consumo mensal de energia em kWh per capita. Entre parênteses é apresentada a diferença percentual em valor absoluto entre o preditor observado e sua combinação convexa dada por  $w^*$ .

	Bahia					Tocantins			
		Placebos					Placebos		
	Sintético	1	2	3	4	Sintético	1	2	3
Peso do doador ( $w^*$ ):									
AC	0	0	0	0	0	0	0	0	0
AL	0,323	-	0,348	0,325	0,348	0	0	0	0
AM	0	0	0	0	0	0	0,117	0	0,067
AP	0	0	0	0	0	0	0	0	0
CE	0,118	0,387	-	0	0	0	0	0	0
MA	0	0	0	0,215	0	0,434	-	0,436	0,401
PA	0,191	0,084	0,261	-	0,260	0	0,437	0	0
PB	0,368	0,329	0,391	0,460	-	0	0	0	0
PE	0	0	0	0	0	0	0	0	0
PI	0	0	0	0	0	0,068	0,027	-	0,532
RN	0	0,200	0	0	0,392	0	0	0	0
RO	0	0	0	0	0	0,498	0,419	0,564	-
RR	0	0	0	0	0	0	0	0	0
SE	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Peso do preditor ( $v^*$ ):									
$\bar{Y}_{T4,a-2}$	0,012 (0,3)	0,086 (0,5)	0,134 (0,2)	0,201 (0,4)	0,158 (0,2)	0,137 (0,1)	0,176 (0,5)	0,062 (0,3)	0,003 (1,4)
$\bar{Y}_{T1,a-1}$	0,072 (0,7)	0,158 (2,5)	0,166 (0,7)	0,003 (0,3)	0,174 (0,7)	0,157 (1,1)	0,149 (1,4)	0,026 (0,8)	0,168 (2,7)
$\bar{Y}_{T2,a-1}$	0,031 (0,5)	0,155 (1,9)	0,047 (0,4)	0,287 (0,4)	0,245 (0,4)	0,042 (3,9)	0,018 (3,6)	0,099 (3,9)	0,110 (3,9)
$\bar{Y}_{T3,a-1}$	0,323 (0,9)	0,156 (0,9)	0,236 (1,1)	0,114 (1,2)	0,120 (1,1)	0,170 (5,1)	0,193 (5,0)	0,004 (5,2)	0,117 (4,8)
$\bar{Y}_{T4,a-1}$	0,320 (0,1)	0,118 (1,7)	0,099 (0,3)	0,085 (0,1)	0,033 (0,3)	0,002 (1,7)	0,097 (2,3)	0,120 (1,4)	0,086 (3,5)
$\bar{Y}_{T1,a}$	0,085 (0,7)	0,132 (2,4)	0,158 (0,7)	0,019 (0,9)	0,051 (0,7)	0,182 (5,3)	0,113 (7,4)	0,060 (5,4)	0,156 (4,9)
$\bar{Y}_{T2,a}$	0,094 (0,8)	0,055 (0,3)	0,146 (0,5)	0,075 (0,5)	0,117 (0,5)	0,089 (1,0)	0,117 (1,0)	0,221 (0,7)	0,173 (3,3)
$\bar{Y}_{T3,a}$	0,029 (1,5)	0,070 (1,6)	0,011 (1,3)	0,212 (0,9)	0,061 (1,3)	0,142 (1,9)	0,127 (2,2)	0,231 (2,0)	0,176 (2,1)
$PIB_{a-1}^{p.c.}$	0,008 (15,9)	0,036 (11,4)	0,002 (15,2)	0,001 (23,4)	0,003 (15,2)	0,075 (3,2)	0,007 (18,4)	0,151 (1,5)	0,007 (32,2)
$PIB_a^{p.c.}$	0,026 (10,8)	0,034 (7,5)	0,001 (9,7)	0,003 (19,9)	0,038 (9,7)	0,004 (4,3)	0,003 (13,3)	0,026 (0,1)	0,004 (32,9)
RMSPE	0,94	1,78	0,98	1,70	0,98	3,84	4,34	3,85	4,30

**Tabela 2:** Resultados estimados para os pesos da composição das trajetórias contrafactuais estimadas do *número índice* para o consumo mensal de energia. Entre parênteses é apresentada a diferença percentual em valor absoluto entre o preditor observado e sua combinação convexa dada por  $w^*$ .

	Bahia			Tocantins
	Placebos			
	Sintético	1	2	Sintético
Peso do doador ( $w^*$ ):				
DF	0,072	-	0,839	0
ES	0	0	0	0
GO	0	0,023	0	0
MT	0	0,014	0	1,000
MS	0	0	0	0
MG	0	0	0	0
PR	0	0	0	0
RJ	0	0	0,161	0
RS	0	0	0	0
SC	0	0	0	0
SP	0,928	0,963	-	0
Peso do preditor ( $v^*$ ):				
$\bar{Y}_{T4,a-1}$	0,105 (2,1)	0,105 (2,1)	0,106 (3,6)	0,109 (1,7)
$\bar{Y}_{T1,a}$	0,562 (0,4)	0,545 (0,4)	0,591 (1,7)	0,269 (1,1)
$\bar{Y}_{T2,a}$	0,148 (0,6)	0,154 (0,7)	0,136 (2,9)	0,236 (1,3)
$\bar{Y}_{T3,a}$	0,184 (0,1)	0,193 (0,1)	0,166 (3,8)	0,385 (6,1)
$PIB_a^{p.c.}$	0,001 (206,9)	0,003 (187,6)	0,001 (363,4)	0,001 (75,2)
RMSPE	1,43	1,86	1,99	4,67

**Tabela 3:** Resultados estimados para os pesos da composição das trajetórias contrafactuais estimadas para o *número índice* do consumo mensal de energia usando como “doadores” os estados da *metade sul* do país. Entre parênteses é apresentada a diferença percentual em valor absoluto entre o preditor observado e sua combinação convexa dada por  $w^*$ .