

## O clima e a economia: análise de algumas culturas no estado de São Paulo

Otto G. Wadsted\*

Este artigo é uma tentativa de medir o efeito de variáveis meteorológicas sobre os rendimentos agrícolas, tomando por base três culturas importantes do estado de São Paulo. Sugere-se que os economistas dediquem maior atenção a fatores climáticos na previsão de rendimentos devido ao seu impacto sobre o volume da produção e os preços agrícolas, assim como sobre os preços em geral no curto prazo. A metodologia é explicada, fazendo-se também referência a um problema de agregação. Além de uma tendência discernível nos rendimentos de duas das culturas, o artigo mostra que em todas as culturas examinadas – milho, arroz e cana-de-açúcar – o efeito do clima é altamente significativo e, além disso, que esse efeito resulta de ocorrências climáticas de somente um ou no máximo dois meses durante o ciclo vegetativo. Por aumentar a precisão de previsão de produção agrícola, feita vários meses antes da época da colheita, o artigo conclui que a inclusão de variáveis meteorológicas como fatores explicativos poderá ser útil para a formulação de políticas de curto prazo.

1. Introdução; 2. Fatores que afetam o rendimento; 3. Os dados; 4. Especificação; 5. Os resultados; 6. Conclusões.

### 1. Introdução

Este trabalho é uma tentativa de medir o efeito de variáveis meteorológicas sobre a produtividade agrícola.

A maioria das funções de oferta agrícola estimadas por economistas costuma utilizar, como regressores, variáveis “econômicas”, como os preços do produto agrícola, dos produtos concorrentes e os preços dos fatores de produção, geralmente combinados com áreas defasadas.<sup>1</sup> Embora estas variáveis tenham um efeito significativo, resta ainda “sem explicação” uma boa proporção da variância no volume da produção agrícola. Funções que somente contenham variáveis econômicas se utilizadas para previsões do volume de produção, dão uma grande margem de

\*Da Universidade de Ottawa, Canadá.

<sup>1</sup> Para representar hipóteses de ajustamento parcial ou de expectativas adaptadas, seguindo a metodologia originada em Koyck (1954) e em Nerlove (1956; 1958).

erro. O objetivo deste trabalho é tentar criar, para os setores do governo que se ocupam da agricultura, um instrumento mais preciso de medição.

Desde que o homem passou da vida nômade à agricultura sedentária, sempre notou a influência do clima sobre suas culturas. Todos sabem que secas prolongadas, chuvas excessivas ou geadas têm um forte efeito sobre as safras. No entanto, relativamente poucos economistas têm dedicado muita atenção em medir este aspecto quantitativamente. Talvez por ser o clima um exemplo clássico de fator exógeno, o economista sinta que estudá-lo não pertence ao seu âmbito profissional.

Por exemplo, dois trabalhos do começo do século — um de Jevons (1909) e outro de Moore (1914) — não levaram a trabalhos subsequentes na área econômica. Nas ocasiões em que o autor ouviu mencionar a teoria dos *sunspot cycles* de Henry Moore, sempre notou um certo tom de sarcasmo e o fato é que este assunto tem sido examinado apenas por meteorologistas e geógrafos; só em anos recentes, alguns economistas começaram a lhe dedicar alguma atenção. Dois trabalhos — Lambert (1971) e Kamarck (1976) — analisaram o efeito do clima sobre o desenvolvimento de áreas tropicais a longo prazo. O efeito de flutuações meteorológicas sobre a produção agrícola a curto prazo — o objetivo do presente trabalho — foi examinado, com relação à França, por Oury (1967).

O volume da produção agrícola e o seu rendimento — especialmente em se tratando de alimentos de primeira necessidade — são fatores importantes na determinação dos salários, dos preços e do nível de demanda agregada em uma economia. O efeito é naturalmente mais importante quanto maior a importância relativa da agricultura. É por isto que os economistas clássicos, em particular Ricardo (1821), ainda na infância da revolução industrial, davam à produtividade agrícola uma importância estratégica em seu sistema, como determinante do nível “natural” dos salários. Nestas últimas décadas, vários especialistas em desenvolvimento, como Johnston & Mellor (1961), Nicholls (1963) e Paiva (1963), deram ênfase à importância da agricultura no processo do desenvolvimento. Vista de outro ângulo, a importância da agricultura decorre também do ponto de vista conhecido como “estruturalista”, associado ao nome de Raul Prebisch e da Comissão Econômica para a América Latina, que consideram a inelasticidade-preço da oferta agrícola um dos fatores na inflação crônica observada em países em desenvolvimento, através da pressão de produtos alimentícios sobre os salários, que se transmite aos custos e preços no resto da economia.

Mas, por maior que seja o interesse no desenvolvimento, qualquer governo se preocupa também com o curto prazo. E, a curto prazo, o rendimento agrícola flutua mais do que a área plantada. Por conseguinte, se as variáveis meteorológicas forem capazes de “explicar” uma boa proporção da variância deste rendimento que não é explicada por preços e outras variáveis “econômicas”, então o efeito do clima sobre a produtividade agrícola, na opinião do autor, deveria também merecer a atenção sistemática dos economistas.

## 2. Fatores que afetam o rendimento

Os fatores que afetam o rendimento agrícola podem ser convenientemente classificados em exógenos e endógenos. Os endógenos decorrem da decisão do agricultor, podendo ser implementados a curto prazo, como variações no consumo de adubo orgânico ou químico, o uso de herbicidas ou outros pesticidas, a densidade do plantio, ou ser implementados gradualmente ao longo de vários anos, como o uso de certos utensílios agrícolas, mecanizados ou não, o plantio de sementes selecionadas, o plantio de novas variedades (a variedade Mundo Novo no caso do café) e métodos de plantio (plantio em curvas de nível). Entre os exógenos, incluem-se determinadas pragas, além das condições meteorológicas.

Em condições ideais, dever-se-ia tentar incluir explicitamente todos esses fatores para determinar a contribuição de cada um à produtividade, num corte seccional (*cross section*).<sup>2</sup> O autor não dispõe de dados para isto, tendo que se limitar a extrair as informações de séries temporais agregadas. Neste contexto, lançaremos mão do artifício — aliás, bastante imperfeito — de supor que o efeito cumulativo das variáveis endógenas possa resumir-se à presença ou ausência de uma tendência no rendimento. Embora isto possa ser melhorado futuramente quando dados sobre as variáveis endógenas (consumo de adubos por produto, por exemplo) forem disponíveis, esta suposição nos permitirá concentrar a análise nos fatores meteorológicos exógenos, que, felizmente, não evidenciaram uma tendência discernível durante o período em questão (1948-1967).

Quanto ao clima, a análise deve restringir-se aos dados de precipitação e temperatura, por estação, coletados pelo Instituto Nacional de Meteorologia; isto nos dá, como ponto de partida, a forma:

$$y = f(p, \theta, t) \quad (1)$$

na qual:

$y$  = volume produzido por unidade de área;

$p$  = precipitação;

$\theta$  = temperatura;

$t$  = tempo cronológico = variável de tendência.

As variáveis  $p$  e  $\theta$  existem para cada mês do ano, por estação meteorológica e para um grande número de localidades no Brasil.

Para dar um conteúdo mais preciso a (1) perguntamos então:

- a) se a forma da função deveria ser linear ou não;
- b) se a variável dependente deveria ser agregada para várias culturas de uma região ou não;
- c) se as variáveis meteorológicas deveriam ser agregadas ao longo do tempo (por exemplo, tomando a média de certos meses do ano) ou não;

<sup>2</sup>Como foi feito, por exemplo, no conhecido trabalho de Griliches (1957).



além de uma quarta questão, que decorre da disponibilidade dos dados e que será discutida no item 3. A seguir resumimos as conclusões a que chegamos.

## 2.1 *A forma da função deveria ser linear ou não?*

Desde o começo do século, os fisiologistas agrícolas concluíram que tanto o suprimento de água como a temperatura afetam o crescimento vegetal através de seus efeitos sobre a fotossíntese. A presença de água na planta age de duas formas: é um elemento essencial para a reação; além disso, através da transpiração, controla a temperatura interna da planta. O efeito da temperatura se faz sentir através da velocidade da reação entre a água e o dióxido de carbono na presença da radiação solar. Este efeito, a aceleração da reação com a temperatura, é positivo até certas temperaturas ótimas e negativo acima delas. Para vários produtos agrícolas, pesquisadores mostraram que o efeito de temperatura (da planta) é positivo até a faixa de 29 a 32°C, decrescendo para temperaturas superiores.<sup>3</sup>

Os dados de que dispomos são a temperatura do ar, não a temperatura interna da planta, e a quantidade de precipitação ocorrida, não o conteúdo de água das espigas e das folhas. As considerações acima sugerem que, numa especificação ideal, deveríamos introduzir o efeito da temperatura não-linearmente, por uma forma funcional que permitisse um máximo, e nesta deveria haver um elemento que refletisse a interação entre a presença de água e a temperatura. Essa especificação, teoricamente apropriada, aplicar-se-ia a uma estimação sobre dados microeconômicos a nível de determinadas fazendas. No que se refere à precipitação, espera-se que o efeito da umidade da planta sobre a fotossíntese e o crescimento vegetativo (na ausência de chuvas excessivas, que operam em sentido contrário através de um outro mecanismo) seja em geral positivo; supondo haver uma correlação positiva entre a umidade da planta e a precipitação observada, também o efeito da precipitação sobre o crescimento vegetativo e o rendimento agrícola seriam positivos.

Uma especificação que refletisse explicitamente as não-linearidades mencionadas poderia ser estimada se dispuséssemos de dados microeconômicos, a nível de fazendas. No entanto, estamos trabalhando com séries temporais, que representam agregados de milhares de fazendas no estado de São Paulo, e julgamos que a questão de agregar corretamente as funções especificadas a nível micro, mencionada no item 3, deveria anteceder; para isto, decidimos utilizar uma função linear mesmo a nível micro. Esta forma linear pode justificar-se pela observação de que, no estado de São Paulo durante o período em questão, as temperaturas médias mensais têm-se mantido na faixa de 15 a 25° e estaríamos representando a parte da relação entre rendimento e temperatura que corresponde ao trecho ascendente. Da mesma forma, chuvas anormais não foram registradas durante o período.

<sup>3</sup>Ver, por exemplo, Wadley (1936). O autor está preparando um trabalho separado, que trata destes aspectos com mais detalhes, em particular as vantagens e desvantagens do uso de "índices de umidade".

Portanto, *a priori*, nossa suposição é que, para as faixas de precipitação e temperatura observadas, o efeito de ambos sobre o rendimento agrícola seja positivo.<sup>4</sup>

## 2.2 Os produtos agrícolas deveriam ser agregados ou não?

Alguns estudos têm agregado os diversos produtos agrícolas utilizando os preços como elementos de ponderação. O resultante índice de rendimento então passa a representar não só níveis de rendimento físico, mas também a interação entre a demanda e a oferta para os diferentes bens agrícolas que entram no agregado. Esta introdução de valor econômico na variável dependente nos afastaria um pouco do objetivo, que é, essencialmente, o de estimar “funções de produção” em termos físicos. Uma segunda consideração parece-nos ainda mais importante: as estimações serão feitas sobre agregados de milhares de fazendas a nível de um estado. Uma certa perda de informação — correspondente às diferenças climáticas, de solo, topográficas e de técnicas de cultivo de uma fazenda para outra — resulta desta agregação. Agregar ulteriormente vários produtos agrícolas e trabalhar com “índices de rendimento agrícola”, a nosso ver, só se justificaria se houvesse razões para supor que os diversos produtos reagem às condições meteorológicas de forma mais ou menos similar. Não há motivo, *a priori*, para se fazer esta suposição; pelas duas razões expostas, portanto, decidimos conduzir a análise individualmente para cada produto.

## 2.3 O grau de agregação temporal dos dados meteorológicos

Os trabalhos que examinamos fazem agregações temporais, isto é, tomam médias de vários meses do ano.<sup>5</sup> Uma vez que estamos orientando a análise no sentido de examinar cada produto agrícola separadamente, estaríamos a favor de continuar a “desagregar” também a nível temporal. O que estamos examinando é o efeito que a precipitação e a temperatura possam ter nas várias fases do crescimento vegetativo. Este efeito, provavelmente, seria mais intenso nos meses após o plantio, quando a planta está no estágio de crescimento mais rápido, diminuindo ao chegar ao fim do processo de crescimento, na proximidade da época da colheita. Talvez haja um efeito adicional do clima em torno da época do plantio ou mesmo antes dele, através da umidade acumulada no solo. É possível que existam dois estágios durante o período de crescimento em que os efeitos meteorológicos se façam sentir. Tudo isto é conjectura, mas, a fim de permitir que a análise estatística revele estes efeitos em detalhe, convém não agregar, isto é, deixar que os dados meteorológicos de cada mês entrem como regressores separados.

<sup>4</sup> Esta suposição deveria ser modificada se estivéssemos estudando estas funções em zonas quentes e áridas, como por exemplo, no Nordeste.

<sup>5</sup> Por exemplo, em Ezekiel & Fox (1959) e em Oury (1967).

Portanto, nossa hipótese de trabalho é que o clima só é crucial para cada cultura em alguns meses determinados, e que o clima do restante do ano não tem efeito significativo.

Chegamos assim a refinar nossa especificação até a fórmula:

$$Y_{st} = a_s + \sum_j (b_{sj} p_{jt} + g_{jt} \theta_{jt}) + h_{st} t \quad (2)$$

onde as variáveis têm o mesmo significado que em (1);  $a$ ,  $b$ ,  $g$  e  $h$  representam constantes a estimar; o subscrito  $s$  se refere à safra (o produto agrícola específico);  $j$  ao mês do ano;  $t$  ao ano calendário.

### 3. Os dados

Como variáveis dependentes, utilizamos o rendimento por unidade de área em três culturas importantes no estado de São Paulo. As safras escolhidas foram: milho, arroz e cana-de-açúcar, devido à importância de cada uma na economia do estado.<sup>6</sup>

Existem dados de volume de produção e área em culturas de duas fontes separadas, que, no entanto, diferem consideravelmente. Os dados do Serviço Estatístico da Produção do Ministério da Agricultura têm a vantagem de existirem para quase todos os estados do Brasil desde 1932. Embora considerados oficiais, o método de coleta destes dados tem sido essencialmente "subjetivo", e vários economistas,<sup>7</sup> incluindo o autor, têm razões para duvidar de sua precisão. Por outro lado, os dados da Secretaria de Agricultura de São Paulo, embora limitados a este estado, foram coletados a partir de 1948 baseados numa amostra estratificada e elaborada com grande cuidado estatístico, servindo de base para as várias previsões de safra dessa Secretaria em cada ano.<sup>8</sup> A maior credibilidade destes dados foi reconhecida pelo IBGE, que a partir dos anos 60 passou a utilizá-los como fonte oficial de dados agrícolas para São Paulo. Por esta razão, utilizamos os dados dessa Secretaria e limitamos nossa análise ao estado de São Paulo.

Para variáveis independentes, utilizamos os dados de precipitação total e temperatura média mensais, coletados pelo Instituto Nacional de Meteorologia do Ministério da Agricultura nas várias estações meteorológicas do estado, até o ano de 1967.<sup>9</sup>

<sup>6</sup> Não incluímos o café, cujo rendimento, em se tratando de uma cultura perene, depende em grande parte do desenvolvimento anterior da planta.

<sup>7</sup> Por exemplo, Pastore (1968), Apêndice 2.

<sup>8</sup> Ver Stevens (1952) e Schattan (1953).

<sup>9</sup> Último ano para o qual pudemos obter os dados, embora existam outros mais recentes.

Foi necessária uma considerável triagem, levando em conta as estações com menor incidência de meses sem dados registrados e a necessidade de manter uma certa dispersão geográfica entre as estações retidas para a análise. O resultado desta triagem foi a retenção das estações de Araçatuba, Bauru, Ribeirão Preto, São Carlos, Piracicaba e Taubaté.

A última questão a tratar, portanto, é a de como comparar os dados de rendimento, que correspondem ao estado inteiro, com os dados meteorológicos correspondentes a várias localidades específicas, bem dispersas através do estado. Examinando trabalhos anteriores, verificamos que esta questão não recebeu a atenção que, no nosso entender, ela merece. Por exemplo, um dos trabalhos pioneiros neste assunto, de Ezekiel e Fox,<sup>10</sup> resolve o problema representando a precipitação e a temperatura para o *corn belt* dos Estados Unidos, por uma média aritmética simples dos dados de nove estações meteorológicas disseminadas através dessa área. Acharmos que esse procedimento possa resultar na eliminação de informação valiosa. As dimensões do *corn belt* (a faixa no centro dos Estados Unidos que, historicamente, tem sido grande produtora de milho) são vastas: incluindo os estados de Ohio, Indiana, Illinois, Iowa, Nebraska e Missouri, cobrem uma extensão de aproximadamente 2.000km na direção leste-oeste e aproximadamente 800km na direção norte-sul, totalizando em torno de 1,5 milhão de quilômetros quadrados. Ora, estações meteorológicas distantes, dentro de uma área tão extensa, podem ter registrado variações meteorológicas bem pouco correlacionadas de uma estação para outra; se não dispuseram de dados de rendimento desagregados por estado, perguntamos se não existiria um procedimento melhor do que tomar uma média simples de dados de origens geográficas tão diversas. Embora nossa área — o estado de São Paulo — seja algo melhor que o *corn belt*, ainda achamos que a origem geográfica dos dados climáticos seja um elemento que deveria ser refletido na análise.

O ideal, naturalmente, seria analisar o comportamento da produtividade de cada produto agrícola separadamente, para cada sub-região do estado ao redor das várias estações meteorológicas escolhidas. Como não dispomos de dados de produtividade assim desagregados, mas sentimos que a incidência espacial do clima é um elemento importante, consideramos como solução *second best* ponderar as variáveis climáticas pela área em produção, por cultura, na região ao redor de cada estação.<sup>11</sup> Em símbolos, chamando  $m_{ijt}$  uma variável meteorológica (precipitação ou temperatura) observada na estação  $i$  no mês  $j$  no ano  $t$ , isto consistiria em utilizar como regressores para a equação (2) uma variável meteorológica agregada a nível estadual, da forma:

$$m'_{sft} = \sum_i w_{ist} m_{ift} \text{ em que } w_{ist} = a_{ist} / \sum_i a_{ist} \quad (3)$$

<sup>10</sup> Ezekiel & Fox (1959, p. 211), baseados em dados obtidos de um trabalho mais antigo: Misner, (1928).

<sup>11</sup> Isto foi calculado agregando parcialmente as áreas em cada cultura por "Setor" e "DIRA" do estado, em 1950 e 1960, e interpolando linearmente as proporções da área total.

(em que  $a_{ist:i} = 1, 2, \dots, n$  representa a área em culturas ao redor de cada estação meteorológica) em vez do que foi feito no trabalho aludido anteriormente, que consistiu em tomar como regressores

$$m_{sjt} = \frac{1}{n} \sum_i m_{ijt} \quad (4)$$

Intuitivamente, <sup>12</sup> o procedimento representado pela forma (3) é mais satisfatório, por dar maior peso ao clima das sub-regiões do estado onde a produção se acha mais concentrada. Os dados meteorológicos assim agregados variam de um produto para outro: por exemplo, a "precipitação estadual" no mês  $j$  e no ano  $t$  para o milho será diferente da medida correspondente para o algodão. Encontramos que as diferenças que resultam de utilizar diferentes ponderações não foram negligíveis, especialmente no caso de precipitação.

#### 4. Especificação

Considerando um período de 12 meses para o ano-safra, a forma da equação (2) é consistente com 4.096 regressões diferentes para cada cultura. <sup>13</sup> Por isso, decidimos limitar um pouco, *a priori*, o número de regressões a examinar. Como nossa hipótese é que as condições climáticas de um determinado mês, ou de um conjunto de meses contíguos, têm um efeito significativo sobre o rendimento, incluímos sucessões ininterruptas de meses. Além disso, mencionamos anteriormente as razões para supor que haja interação entre precipitação e temperatura: por isso, quando incluímos determinado mês na regressão, incluímos tanto a variável

<sup>12</sup> Conduzimos uma extensa análise das vantagens teóricas da forma (3) sobre a forma (4), chegando à conclusão de que a forma (3), adotando alguns supostos bastante plausíveis, daria medição consistentemente mais próxima da "agregação ideal", estendendo o conceito apresentado em Theil (1954), para estimar a equação (2), e que seria:

$$m_{sjt}^* = \sum_i w_{ist} b'_{ij} m_{ijt} \text{ em que } b'_{ij} = b_{ij} / \sum_i b_{ij}$$

e os coeficientes  $b$  têm o mesmo significado que  $b$  ou  $g$  em (2). Embora teoricamente perfeita, não pode ser implementada diretamente, porque exigiria conhecer os coeficientes  $b_{ij}$ , que é justamente o que estamos tentando estimar. A análise desse problema de agregação é longa; para não nos afastarmos do propósito deste artigo, apresentamos aqui a conclusão.

<sup>13</sup>  $\sum_{j=1}^{12} \binom{12}{j} = 4.096$



de precipitação como a de temperatura. Finalmente, as freqüentes faltas de observações para certos meses no período 1964-1967 nos levou a eliminar estes anos da análise, o que, por sua vez, limitou o número de regressores que pudemos incluir. Estas considerações nos levaram a examinar seqüências de pares de variáveis (precipitação e temperatura) indo de um a no máximo quatro meses,<sup>14</sup> variando o início de cada uma destas seqüências de janeiro do ano-calendário em que o ano-safra se inicia, até março do ano seguinte, cobrindo assim, efetivamente, 18 meses. Em símbolos, nossas regressões foram:

$$Y_{st} = a_s + \sum_{j=c}^{c+\lambda} \left( b_{sjt} + p_{sjt} + g_{sj} \theta_{sjt} \right) + h_{st} t + \epsilon_{st} \quad (5)$$

nas quais:

$s = 1 = \text{milho};$

$2 = \text{arroz};$

$3 = \text{cana-de-açúcar};$

$c = 1, 2, \dots, 15;$

$c = 1$ , representando o mês de janeiro anterior ao plantio e

$c = 15$ , representando o mês de março do ano seguinte.

Para cada valor de  $c$ :

$\lambda = 0, 1, 2, 3$ , onde  $(\lambda + 1)$  representa o número de meses sucessivos incluídos na regressão.

$h = 0, 1$  uma variável *dummy* indicando a exclusão ou inclusão de uma variável tendência.

$t = 1, 2, \dots, 16.$

Utilizamos mínimos quadrados ordinários, o que pressupõe constante a variância dos resíduos. Não há razão, *a priori*, para supor correlação dos resíduos com os regressores, o que introduziria viés. Examinamos o parâmetro de Durbin-Watson para verificar o grau de autocorrelação entre os resíduos.

<sup>14</sup> O que nos dá, com 16 observações, "no caso pior" de quatro meses, seis graus de liberdade. Julgamos que passando disto, a análise perderia significação estatística.

Como há outros fatores que provavelmente contribuem para o rendimento mas que não foram incluídos na análise, não contamos com a explicação de uma grande proporção da variância dos rendimentos. Por isso, concentramo-nos em observar o coeficiente  $t$  dos regressores mais que o  $R^2$ , já que nosso propósito é detectar para qual ou quais meses o clima tem efeito.

## 5. Os resultados

Nos três produtos examinados, o primeiro indicou uma série de rendimentos estacionários, enquanto que os outros dois indicaram uma tendência significativa. Nestes dois casos, a inclusão da tendência teve duplo efeito:

- a) modificou o coeficiente das variáveis-clima, um resultado intuitivamente plausível;<sup>15</sup>
- b) a autocorrelação dos resíduos (preponderantemente positiva), que ocorre quando estimamos sem a variável tendência, é reduzida a níveis aceitáveis com a introdução da variável tendência.

Para cada produto, examinamos as 120 regressões que decorrem da forma (5). Mostramos a seguir as únicas que revelaram resultados significativos.<sup>16</sup>

### 5.1 Milho

O rendimento não indica tendência significativa, mesmo a nível de 90%, em quase todos os casos. Entre janeiro e outubro, não detetamos nenhum efeito do clima.

Em contraste, tanto a precipitação como a temperatura de novembro têm um efeito positivo e significativo; estas duas variáveis, por si só, explicam 43% da variância observada, conforme se vê na tabela 1. Nessa tabela, assim como nas sucessivas, mostramos o efeito da inclusão ou não das variáveis climáticas dos meses próximos. As condições climáticas de novembro têm um efeito significativo a mais de 95% em quase todas as regressões. Dependendo da inclusão de outros meses, o coeficiente da precipitação mostra uma notável estabilidade, variando numa gama relativamente estreita entre 0,17 e 0,24 em sete regressões diferentes.

Resultados significativos, novamente, aparecem em abril da segunda parte do ano-safra (tabela 2). Tanto o efeito da precipitação como da temperatura aqui aparecem com sinal negativo. Embora o nível de significância seja mais moderado entre 90% e 95%, estes resultados merecem atenção por causa da relativa estabilidade do coeficiente da temperatura, que varia muito pouco:  $-7,84 \pm 4\%$ , em oito regressões diferentes.

<sup>15</sup> Como utilizamos a forma (3) e os coeficientes de ponderação variaram sistematicamente através do tempo, introduziram uma correlação entre as variáveis-clima ponderadas e o tempo.

<sup>16</sup> Isto se refere à identificação dos meses em que o clima tem efeito. Em cada cultura, os resultados indicados nas tabelas também foram significativos quando incluímos (milho) ou excluimos (arroz e cana) a variável tendência, porém menos que nos casos mostrados aqui.

Tabela 1  
Regressões selecionadas  
Rendimento por unidade de área no estado de São Paulo  
Milho

Const.	P out. 1	T out. 1	P nov. 1	T nov. 1	P dez. 1	T dez. 1	P jan. 2	T jan. 2	P fev. 2	T fev. 2	R <sup>2</sup>	R <sup>2</sup> corr.	DWAT
-1133,81	0,39 2,30	8,79 1,19									0,32	0,21	1,29
-2550,23	0,22 1,49	-1,85 -0,28	0,20 2,23	16,20 2,84							0,67	0,54	2,04
1256,56	0,16 1,06	1,95 0,27	0,20 2,24	12,87 2,22	-0,06 -0,95	-15,65 -1,76					0,76	0,58	1,57
1850,72	0,19 1,10	2,50 0,34	0,17 1,76	11,16 1,67	-0,04 -0,52	-12,16 -1,10	0,02 0,21	-5,16 -0,84			0,81	0,55	2,02
-2097,73			0,23 2,44	13,43 2,10							0,43	0,34	1,36
3312,60			0,23 3,19	11,94 2,41	-0,10 -1,62	-20,72 -3,17					0,72	0,61	1,19
3272,10			0,23 2,93	12,28 2,06	-0,08 -1,26	-19,46 -2,68	0,05 0,84	-2,06 -0,39			0,76	0,58	1,31
584,83			0,24 4,86	8,96 2,42	-0,10 -2,22	-1,31 -0,20	-0,00 -0,00	-7,47 -1,98	0,03 0,44	2,27 3,90	0,93	0,85	2,31
6631,33					-0,10 -1,18	-21,88 -2,37					0,32	0,21	0,69
7588,33					-0,07 -0,84	-16,42 -1,69	-0,01 -0,17	-9,46 -1,52			0,45	0,24	1,22
3969,59					-0,14 -1,48	-1,47 -0,12	-0,07 -0,90	-11,47 -1,75	0,11 0,99	2,43 2,16	0,66	0,40	1,94

Em cada regressão, a primeira linha contém os coeficientes e a segunda contém os *t statistics* correspondentes. A tabela indica o coeficiente de determinação simples (R<sup>2</sup>) e com correção de graus de liberdade (R<sup>2</sup> Corr.), assim como o *Durbin-Watson statistic* (DWAT).

Regressores: a letra *P* indica a precipitação total, e a letra *T* denota a temperatura média, no mês indicado. O algarismo 1 ou 2 indica se se trata da primeira ou da segunda metade do ano-safra (julho do ano 1 a junho do ano 2).

Tabela 2

Regressões seleccionadas  
Rendimento por unidade de área no estado de São Paulo

Milho

Const.	P jan. 2	T jan. 2	P fev. 2	T fev. 2	P mar. 2	T mar. 2	P abr. 2	T abr. 2	P maio 2	T maio 2	R <sup>2</sup>	R <sup>2</sup> corr.	DWAT
3917,25	-0,01	-13,62	-0,01	0,55	0,01	11,05	-0,43	-8,20			0,84	0,63	1,88
	-0,22	-2,35	-0,08	0,62	0,08	1,78	-2,44	-2,44					
636,35			0,09	1,87							0,28	0,16	1,63
			0,91	2,18									
80,92			0,04	2,48	0,20	0,85					0,44	0,22	1,81
			0,42	2,72	1,58	0,12							
542,40			0,03	1,30	0,17	8,63	-0,43	-7,49			0,69	0,46	2,03
			0,35	1,31	1,59	1,33	-2,02	-1,85					
1370,48			0,02	0,46	0,07	8,42	-0,46	-7,77	-0,15	-1,22	0,75	0,41	1,96
			0,18	0,35	0,46	1,24	-2,06	-1,56	-1,14	-0,22			
710,01					0,07	2,03					0,02	-0,14	0,89
					0,54	0,25							
550,54					0,13	11,27	-0,60	-7,71			0,62	0,47	1,42
					1,35	1,87	-3,80	-1,94					
1561,55					0,05	8,93	-0,51	-7,82	-0,18	-1,60	0,74	0,55	1,76
					0,41	1,54	-3,30	-1,81	-1,85	-0,34			

Em cada regressão, a primeira linha contém os coeficientes e a segunda contém os *t statistics* correspondentes. A tabela indica o coeficiente de determinação simples ( $R^2$ ) e com correção de graus de liberdade ( $R^2$  Corr.), assim como o *Durbin-Watson statistic* (DWAT).

Regressores: a letra *P* indica a precipitação total, e a letra *T* denota a temperatura média, no mês indicado. O algarismo 1 ou 2 indica se se trata da primeira ou da segunda metade do ano-safra (julho do ano 1 a junho do ano 2).

## 5.2 Arroz

Para o arroz, o rendimento indica uma tendência decrescente. Em 60 regressões, a maioria dos coeficientes da variável tendência era significativa entre 90% e 95%.

Quanto ao clima, da mesma forma como ocorreu com o milho, não há efeito significativo de janeiro a outubro; ao contrário, a precipitação de novembro tem um efeito claramente positivo sobre o rendimento, com um coeficiente muito estável: 0,28 a 0,33 em seis regressões diferentes, todos significativos ao nível de 99%, conforme indica a tabela 3.

Tanto a temperatura de novembro como a precipitação de dezembro não demonstram um efeito, embora se note uma influência negativa da temperatura de dezembro.

Ao nos aproximarmos do fim do ano-safra, temperaturas baixas no mês de abril parecem favorecer o rendimento (significativos entre 90% e 95% em quatro regressões e a 99% em uma).

Os resultados acima — efeito positivo da temperatura de novembro e efeito negativo da precipitação em dezembro — se revelaram também nas regressões sem variável tendência; como estas últimas evidenciaram autocorrelação dos resíduos bem maior, consideramos que os resultados mostrados representam a melhor especificação.

## 5.3 Cana-de-açúcar

No caso da cana, o rendimento evidenciou uma tendência crescente durante o período observado. O sinal do coeficiente da variável tendência é sempre positivo e o *t statistic* se encontra entre 1,0 e 2,0 em 25% dos casos, entre 2,0 e 3,0 em 60% dos casos, e entre 3,0 e 4,0 nos 15% restantes — um resultado que, considerado como um todo, sugere significância ao nível de 95%.

Nenhuma variável climática mostrou um efeito significativo de janeiro a agosto. Na tabela 4, há alguns indícios de um efeito negativo da precipitação em setembro, embora fracos. O período de outubro a janeiro continua não mostrando efeitos significativos.

Em comparação, tanto a precipitação como a temperatura de fevereiro têm um efeito positivo. O efeito da precipitação é significativo a 99% em quatro casos e a 95% em dois, conforme indica a tabela 5, sendo seu coeficiente bastante estável ( $4,89 \pm 14\%$  em seis regressões); o coeficiente da temperatura é também significativo a 95%.<sup>17</sup>

<sup>17</sup> Os meses de março a junho da segunda parte do ano-safra não evidenciaram um efeito significativo. Conviria, futuramente, estender a análise para mais seis meses, em se tratando de uma cultura sesquiannual.

Tabela 3

Regressões selecionadas  
Rendimento por unidade de área no estado de São Paulo

## Arroz

Const.	P out. 1	T out. 1	P nov. 1	T nov. 1	P dez. 1	T dez. 1	P jan. 2	T jan. 2	Tend.	R <sup>2</sup>	R <sup>2</sup> corr.	DWAT
544,54	-0,01	-8,20	0,33	9,58					-16,94	0,79	0,68	2,18
	-0,07	-1,30	4,19	1,98					-2,00			
4081,95	-0,03	-6,18	0,32	6,09	-0,04	-12,96			-15,00	0,86	0,72	2,44
	-0,24	-0,93	4,09	1,23	-0,80	-1,79			-1,72			
4062,46	-0,04	-6,30	0,33	6,47	-0,05	-14,76	-0,00	1,68	-14,53	0,86	0,61	2,28
	-0,27	-0,81	3,38	1,05	-0,73	-1,24	-0,02	0,25	-1,37			
-747,54			0,29	7,50					-21,22	0,70	0,62	1,32
			3,93	1,45					-2,62			
3994,14			0,28	4,13	-0,04	-16,44			-18,26	0,83	0,73	2,13
			4,56	0,91	-0,79	-2,57			-2,58			
3577,58			0,30	5,51	-0,05	-19,51	0,02	3,25	-17,49	0,84	0,68	2,13
			4,12	0,99	-0,87	-2,26	0,29	0,63	-2,20			

Em cada regressão, a primeira linha contém os coeficientes e a segunda contém os *t statistics* correspondentes. A tabela indica o coeficiente de determinação simples ( $R^2$ ) e com correção de graus de liberdade ( $R^2$  corr.), assim como o *Durbin-Watson statistic* (DWAT).

Regressores: a letra *P* indica a precipitação total, e a letra *T* denota a temperatura média, no mês indicado. O algarismo 1 ou 2 indica se se trata da primeira ou da segunda metade do ano-safra (julho do ano 1 a junho do ano 2).



Tabela 4

Regressões seleccionadas  
Rendimento por unidade de área no estado de São Paulo

Cana-de-açúcar

Const.	P ago. 1	T ago. 1	P set. 1	T set. 1	P out. 1	T out. 1	P nov. 1	T nov. 1	Tend.	R <sup>2</sup>	R <sup>2</sup> corr.	DWAT
99560,19	-6,63	-134,3	-6,90	-158,2	0,60	12,18			950,19	0,63	0,26	1,81
	-1,07	-0,94	-1,46	-0,85	0,16	0,07			2,79			
123879,88	-9,43	-156,5	-6,76	-164,8	-0,03	13,75	0,04	-80,89	1033,6	0,64	-0,02	1,86
	-0,80	-0,85	-0,78	-0,67	-0,01	0,04	0,01	-0,31	2,13			
82453,94			-7,83	-186,5					838,80	0,55	0,42	1,69
			-2,21	-1,38					3,31			
71495,38			-7,03	-141,5	1,29	-0,02			786,72	0,56	0,32	1,84
			-1,65	-0,81	0,40	-0,00			2,65			
56739,61			-7,65	-148,2	1,71	14,43	-0,69	61,66	760,32	0,57	0,15	1,79
			-1,03	-0,67	0,37	0,05	-0,17	0,41	2,27			

Em cada regressão, a primeira linha contém os coeficientes e a segunda contém os *t statistics* correspondentes. A tabela indica o coeficiente de determinação simples (R<sup>2</sup>) e com correção de graus de liberdade (R<sup>2</sup> corr.), assim como o *Durbin-Watson statistic* (DWAT).

Regressores: a letra *P* indica a precipitação total e a letra *T* denota a temperatura média, no mês indicado. O algarismo 1 ou 2 indica se se trata da primeira ou da segunda metade do ano-safra (julho do ano 1 a junho do ano 2).

Tabela 5

Regressões seleccionadas  
Rendimento por unidade de área no estado de São Paulo

Cana-de-açúcar

Const.	P jan. 2	T jan. 2	P fev. 2	T fev. 2	P mar. 2	T mar. 2	P abr. 2	T abr. 2	Tend.	R <sup>2</sup>	R <sup>2</sup> corr.	DWAT
31676,97	-0,39	-91,65	4,55	106,34					369,19	0,79	0,67	2,51
	-0,35	-0,87	3,49	0,39					2,20			
41134,37	-0,64	-157,0	4,30	77,54	-1,10	66,54			415,97	0,80	0,61	2,60
	-0,42	-0,87	2,85	1,32	-0,44	0,39			2,10			
26121,86	-0,52	-165,6	4,81	97,13	-0,87	90,23	2,62	17,12	407,32	0,83	0,53	1,99
	-0,26	-0,69	2,72	1,34	-0,26	0,42	0,82	0,18	1,86			
8439,57			4,94	107,01					354,04	0,77	0,71	2,38
			4,41	3,18					2,27			
-8128,87			4,97	102,17	0,52	73,69			358,42	0,78	0,66	2,42
			4,07	2,13	0,35	0,49			2,07			
-22853,73			5,48	127,15	0,95	107,87	2,79	-13,25	362,42	0,81	0,62	1,98
			3,87	2,26	0,58	0,64	1,01	-0,19	1,91			

Em cada regressão, a primeira linha contém os coeficientes e a segunda contém os *t statistics* correspondentes. A tabela indica o coeficiente de determinação simples (R<sup>2</sup>) e com correção de graus de liberdade (R<sup>2</sup> corr.), assim como o *Durbin-Watson statistics* (DWAT).

Regressores: a letra *P* indica a precipitação total e a letra *T* denota a temperatura média, no mês indicado. O algarismo 1 ou 2 indica se se trata da primeira ou da segunda metade do ano-safra (julho do ano 1 a junho do ano 2).

## 6. Conclusões

Conforme já dissemos, é um fato bem conhecido que o clima tem um efeito marcado sobre o rendimento agrícola. Mas achamos que a análise acima confirmou nossa hipótese de trabalho, a saber, que esse efeito se restringe ao clima de um ou de poucos meses bem determinados. Os resultados mostraram que as variáveis climáticas, mesmo não revelando um efeito na maioria dos meses do ano-safra, passam a revelar um efeito suficientemente significativo em determinados meses como para sugerir uma conexão causal entre o clima desses meses e o rendimento. Embora — como aliás em qualquer pesquisa — esses resultados devam ser entendidos como preliminares e suscetíveis de considerável aperfeiçoamento,<sup>18</sup> se fôssemos escolher entre os resultados obtidos, uma equação “melhor” para fins de previsão, seria:

Para o milho:

$$\text{REND} = - 2.550,2 + 0,22 \text{ P (out.)} - 1,85 \text{ T(out.)} + 0,20 \text{ P (nov.)} + 16,20 \text{ T (nov.)}$$

(1,49)                      (0,28)                      (2,23)                      (2,84)

$$R^2 = 0,67$$

$$\text{Durb.-Wats.} = 2,04$$

Para o arroz:

$$\text{REND} = 3.994,14 + 0,28 \text{ P (nov.)} + 4,13 \text{ T (nov.)}$$

(4,56)                      (0,91)

$$R^2 = 0,83 \quad - 0,04 \text{ P (dez.)} - 16,44 \text{ T (dez.)} - 18,26 \text{ TEND}$$
$$\text{Durb.-Wats.} = 2,13 \quad (0,79) \quad (2,57) \quad (2,58)$$

Para a cana-de-açúcar:

$$\text{REND} = 8.439,57 + 4,94 \text{ P (fev.)} + 107,01 \text{ T (fev.)} + 354,04 \text{ TEND}$$

(4,41)                      (3,18)                      (2,27)

$$R^2 = 0,77$$

$$\text{Durb.-Wats.} = 2,38$$

<sup>18</sup> Um aperfeiçoamento óbvio seria a introdução dos preços dos produtos, de seus substitutos e dos fatores de produção. Isto, porém, exigiria séries mais longas, devido aos poucos graus de liberdade que nos restam. Formas não lineares, que admitissem interações, em nossa opinião, deveriam ser estimadas com dados microeconômicos.

Este último resultado, em que só três variáveis explicam mais de 3/4 da variância do rendimento, parece-nos bastante consistente, por ambas as variáveis-clima serem significativas ao nível de 99%. Sugerimos examinar se este resultado, em particular, se verifica em outros estados e áreas geográficas do país, devido a sua possível importância como instrumento de previsão da produção global de cana-de-açúcar; não somente como insumo alimentício, mas também por ser a matéria-prima do importante programa nacional de produção de álcool como combustível automotor.

Conviria notar que os resultados acima foram alcançados apenas através da análise estatística dos dados, sem introduzir nenhum conhecimento *a priori* na seleção daqueles meses em que um agrônomo julgasse mais provável que o clima tivesse influência sobre o crescimento e o rendimento das culturas. Apesar disto, *a posteriori*, pode observar-se que os resultados são bem consistentes com os calendários agronômicos de cada cultura no estado de São Paulo.<sup>19</sup>

- milho: plantio de outubro a novembro, colheita de maio a junho;
- arroz: plantio de setembro a outubro, colheita de março a maio;
- cana-de-açúcar: plantio de janeiro a março, colheita de junho a setembro do ano seguinte.

Para concluir, achamos que os resultados obtidos são encorajadores e esperamos que este tipo de investigação seja levado adiante, porque ajuda a reduzir a margem de incerteza no que refere à previsão do rendimento, uma vez que o clima dos “meses significativos” é medido pelas estações meteorológicas. Isto permite previsões mais precisas do volume das safras, vários meses antes da época da colheita. Quase meio ano de antecedência, por sua vez, dá tempo às autoridades para tomarem medidas preventivas que possam reduzir as flutuações excessivas dos preços, com todas suas consequências indesejáveis.

## Abstract

The article is an attempt to measure the effect of weather variables on agricultural yields, based on three important crops in São Paulo state, Brazil. A case is made for economists paying more attention to climate factors in predicting yields, given their impact on agricultural output and prices, as well as prices in general, in the short run. The methodology is explained, including reference to an aggregation problem. In addition to a trend in yields in two crops, in all three of the crops examined — corn, rice, and sugarcane — the effect of weather is shown to be

<sup>19</sup> Pais de Camargo, A. *Instruções sumárias sobre as culturas econômicas do estado*. Instituto Agrônomo de Campinas.

highly significant, and, furthermore, to result from weather conditions of only one or at most two months during the vegetative cycle.

By increasing the accuracy of output predictions several months before harvest time, it is argued that the systematic inclusion of weather variables as explanatory factors will be useful for short-term policy formulation.

## Referências Bibliográficas

Ezekiel, M. & Fox, K. A. *Methods of correlation and regression analysis*. 3. ed. Wiley, 1959.

Griliches, Z. Hybrid corn: an exploration in the economics of technological change. *Econometrica*, 25, Oct. 1957.

Jevons, W. Stanley. *Investigations in currency and finance*. London, 1909.

Johnston, B. F. & Mellor, J. W. The role of agriculture in economic development. *American Economic Review*, Sept. 1961.

Kamarck, Andrew M. *The tropics and economic development*; a provocative inquiry into the poverty of nations. Johns Hopkins Press, Autumn 1976.

Koyck, L. M. *Distributed lags and investment analysis*. Amsterdam, North-Holland, 1954.

Lambert, D. The role of climate in the economic development of nations. *Land Economics*, Nov. 1971.

Misner, E. G. *Studies of the relation of weather to the production and price of farm products*. Cornell University, Mar. 1928.

Moore, H. L. *Economic cycles: their law and cause*. New York, 1914.

Nerlove, M. Estimates of supply of selected agricultural commodities. *Journal of Farm Economics*, 38 (2), 1956.

———. *The dynamics of supply*; estimation of farmers' response to price. Baltimore, Johns Hopkins, Press, 1958.

Nicholls, William H. An "agricultural surplus" as a factor in economic development. *The Journal of Political Economy*, 71 (1), Feb. 1963.

Oury, B. *A production model for wheat and feedgrains in France, 1946-1961*. Amsterdam, North-Holland, 1967.

Pais de Camargo, A. *Instruções sumárias sobre as culturas econômicas do estado*. Instituto Agrônomo de Campinas.

Paiva, Ruy Miller. *The role of agriculture in economic development: country experiences - Brazil*. Proceedings of the Eleventh International Conference of Agricultural Economics. Oxford University Press, 1963.

Pastore, A. J. *A resposta da produção agrícola aos preços no Brasil*. Universidade de São Paulo, 1968.

Ricardo, D. *The principles of political economy and taxation*. London, 1821.

Schattan, S. *Obtenção de estatísticas agrícolas pelo método de amostragem*. Divisão de Economia Rural, Secretaria da Agricultura de São Paulo, set. 1953.

Stevens, W. L. Amostragem para previsão de safras. *Revista Brasileira de Estatística*, 13 (51), jul./set. 1952.

Theil, H. *Linear aggregation of economic relations*. Amsterdam, North-Holland, 1954.

Wadley, E. M. Development-temperature correlation in *Toxoptera Graminum*. *Journal of Agricultural Research*, 53, 1936.