

CONSUMO DE ÁGUA TRATADA: APLICAÇÃO DE MODELOS DE SÉRIES TEMPORAIS EM PIRACICABA, SP

ANA MARIA PEREIRA AMARAL

Engenheira Agrônoma, Doutora, Pesquisadora Científica do Instituto de Economia Agrícola (e-mail: apmaral@iea.sp.gov.br)

RICARDO SHIROTA

Engenheiro Agrônomo, Doutor, Professor do Departamento de Economia, Sociologia e Administração Rural da ESALQ (e-mail: rshiota@carpa.ciagri.usp.br)

RESUMO

O trabalho analisa os efeitos dos componentes sazonais e de ciclo-tendência do consumo de água tratada e estima a demanda de água para a cidade de Piracicaba, estado de São Paulo, utilizando métodos de séries temporais e X11, para o período de 1990 a 2002. Dado a estrutura da cobrança da água ser em blocos crescentes, a maioria dos estudos sobre demanda de água discute qual preço que o consumidor reage, marginal ou médio e qual método econométrico deve ser usado para minimizar os efeitos da simultaneidade entre preço e quantidade consumida. Os modelos de séries temporais usam o passado da série para explicar o consumo atual. Os resultados mostram que as séries de consumo residencial têm comportamento sazonal e que existe uma tendência de aumento no consumo residencial total na última década, caindo no início do novo milênio. Os modelos univariados mostram este comportamento sazonal, com parâmetros nas primeiras defasagens e na defasagem doze. Nos modelos de função de transferência, a única variável significativa para explicar o consumo foi precipitação. Com base nos modelos e dados utilizados, o estudo conclui que o consumo de água em Piracicaba pode ser explicado principalmente pelo consumo passado da série e precipitação.

1. INTRODUÇÃO

Um dos maiores desafios da atualidade é dar maior eficiência no gerenciamento dos recursos hídricos. O objetivo do presente trabalho é estimar uma função consumo de água residencial e total em Piracicaba, estado de São Paulo, analisando os efeitos de variáveis sócio-econômicas e climáticas na quantidade consumida.

A necessidade de planejamento do uso da água decorre, fundamentalmente, do descompasso entre a crescente demanda requerida pela concentração populacional e a sua disponibilidade na natureza. A oferta de água é variável no tempo e no espaço. Podem ocorrer eventos críticos, tanto excesso como escassez, causando inundações, ou falta de água, que geram inúmeros efeitos sobre a agricultura, a saúde e etc. que se revertem em efeitos danosos à economia.

Do lado do consumo, é interessante observar que o consumo de água no mundo triplicou no período entre 1950 e 1999, tornando-se escassos em 23 países e atingindo mais de 230 milhões de habitantes. Em alguns países como Tunísia, Israel, Jordânia, Líbia, Malta e territórios palestinos a escassez atinge níveis abaixo de 500 m³/hab/ano, enquanto a necessidade mínima é estimada em 2 mil m³/hab/ano¹ (França, 1998).

Estima-se que em 30 anos, a Terra deverá ter uma população de cerca de 8 bilhões. Segundo previsões da Organização das Nações Unidas (ONU), nos próximos 25 anos, 2 bilhões e 800 milhões de pessoas viverão em regiões de seca crônica (Novaes, 1999).

A redução de perdas com a melhoria dos sistemas de distribuição, e a diminuição dos desperdícios pelos usuários pode resultar em uma economia considerável de água. Projetos financiados pelo Banco Mundial, em países em desenvolvimento, apontam que em média, 36% da água tratada são desperdiçada, enquanto em sistemas eficientes e bem administrados, as perdas variam entre 10 e 15% (Salati et al., 1999). No Brasil existe uma diferença da ordem de 40% entre a água tratada e o valor faturado. Metade disso é perda física decorrente de má operação, tecnologia inadequada e má conservação na rede de distribuição. A outra é devido a perdas de caráter gerencial e administrativo ou fraude (Romano, 1998). No Rio de Janeiro, em 1990, a perda era estimada em 50%. Porém, cerca de 80% do consumo era estimado e não medido por hidrômetro. Boa parte do consumo não contabilizado era devido ao consumo real ser maior que o estimado, pela falta de motivação em consertos e economia. A instalação de hidrômetros (numa área delimitada) reduziu o consumo após três meses, de 750 para 330 litros *per capita*.

O Brasil é extremamente rico em recursos hídricos, possuindo entre 8% e 12% da água doce disponível no planeta. Porém esse recurso tem uma distribuição geográfica bastante irregular. Cerca de 80% desse potencial está localizado na Bacia Amazônica, onde residem apenas 5% da população brasileira. Os restantes 20% da água estão disponíveis em regiões onde residem 95% da população. O Nordeste, em particular, apresenta historicamente os maiores problemas de carência hídrica. Tendo cerca de um terço da população brasileira essa região possui apenas 3,3% da água disponível do Brasil.

O problema de água no Brasil não se deve à sua pouca quantidade, mas ao seu mau gerenciamento e à distribuição irregular da população pelo país. O estado do Ceará através do

¹ O Banco Mundial considera como situação de estresse de água disponibilidade inferior a 2 mil m³/hab/ano.

gerenciamento de barragens e adutoras está levando água para as cidades baixas. Dessa forma, Fortaleza não tem falta de água, apesar do rio mais próximo, o Jaguaribe, estar localizado a quase 100 km de distância. Entretanto, a cidade de Recife com o rio Capibaribe cortando a região metropolitana, sofre com constantes falta de água (Novaes, 1999).

A água é um recurso vulnerável, uma substância simples, capaz de diluir inúmeros produtos, inclusive de esgotos. Para tentar modificar o tratamento dado aos recursos hídricos no Brasil, o processo de gestão deixa de considerar a água como bem livre². Sendo um bem escasso, o seu uso é passível de cobrança, que é justificada por dois aspectos: o primeiro é que a água tornou-se um recurso cada vez mais caro e escasso e o segundo é que a qualidade dos dejetos despejados no rio pode inviabilizar outros usos a jusante (Cordeiro³). Segundo a Constituição a água é um bem de domínio público, portanto a cobrança se justifica como receita patrimonial. Se a água é usada como insumo para gerar produção, renda ou lucro, os agentes econômicos podem pagar por seu uso.

A cobrança como um mecanismo de planejamento do uso da água encontra diversas dificuldades. A diversidade dos atributos como quantidade, qualidade, energia potencial e outros, caracteriza a água como um bem multiforme. Dessa forma, a sua oferta apresenta características particulares para cada manancial ou mesmo em trechos de um mesmo manancial.

Em janeiro de 1997, foi sancionada a Lei 9.433 que trata da gestão dos recursos hídricos. Ela define a bacia hidrográfica como unidade de gerenciamento e um sistema de gestão integrado. O Comitê da Bacia, formado pelos setores usuários da água da bacia, agentes governamentais, entidades não governamentais e representantes da comunidade em geral, toma as decisões referentes ao uso da água.

Assim sendo, informações sobre a quantidade consumida de água são de suma importância na gestão dos recursos hídricos e o principal objetivo deste trabalho é o de desenvolver um modelo para auxiliar na previsão de crescimento de seu consumo nos diversos setores e de quais fatores influencia esse crescimento.

Este trabalho consta de 5 capítulos, incluindo esta introdução. O segundo capítulo trata dos problemas com estrutura de cobrança em blocos e seus problemas de estimação. O terceiro apresenta a metodologia a ser usada, bem com as variáveis a serem consideradas no modelo. No

² Bem livre é definido como aquele em que sua disponibilidade é ilimitada em relação a sua demanda.

³ Citado por Novaes (1999).

quarto capítulo são apresentados os resultados dos modelos estimados e, as conclusões estão no capítulo quinto.

2 - PROBLEMAS COM A ESTRUTURA TARIFÁRIA EM BLOCOS

Neste estudo em particular, o interesse está centrado na demanda pelos serviços de abastecimento de água, onde a estrutura de cobrança adotada é a tradicionalmente chamada Estrutura Tarifária em Blocos (ETB) Crescentes. Nessa estrutura, os preços aumentam de acordo com faixas de consumo. No primeiro bloco, até 10m^3 , a tarifa cobrada é a máxima, pagando sempre pelo consumo máximo do bloco, como é visto na figura 1.

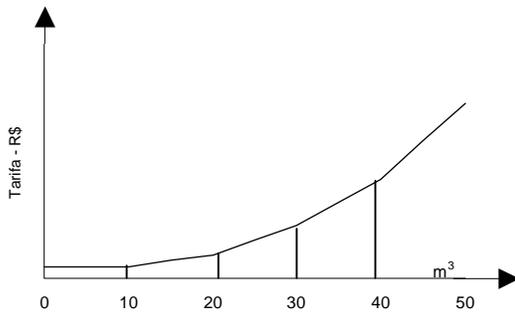


Figura 1 - Estrutura Tarifária em Blocos Crescentes.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Para a presente análise⁴, postula-se que o consumidor tenha apenas duas opções de consumo: água, a , e outros bens, b . A renda das famílias é y , o preço dos outros bens é representado por P_b , o preço da água é composto por dois blocos e é dado pela equação:

$$P_a = \begin{cases} k & \text{se } 0 < a \leq \bar{a} \\ \alpha k & \text{se } a > \bar{a} \end{cases}$$

e o valor da despesa ou tarifa por :

$$Va = \begin{cases} k \bar{a} & \text{se } 0 \leq a \leq \bar{a} \\ k \bar{a} + \alpha k (a - \bar{a}) & \text{se } a > \bar{a} \end{cases}$$

onde k é o valor mínimo da fatura de água, α é o fator de aumento do preço da água, a é a quantidade consumida de água e \bar{a} é a quantidade de água relacionada a fatura mínima.

No caso de tarifas crescentes, $\alpha > 1$, isto é, o valor de P_a é superior a k . O valor da despesa é não

⁴Ver ANDRADE et al. (1996).

linear, tendo um ponto de quina em \bar{a} . Como consequência, a restrição orçamentária, $V_a + b P_b = y$, também é não linear.

Nesse tipo de estrutura tarifária, não existe interesse em se consumir abaixo de \bar{a} , pois o valor a ser pago é $k \bar{a}$ qualquer que seja o consumo até este valor⁵. A expressão $k \bar{a} (\alpha - 1)$ é a diferença entre o valor da conta efetivamente paga V_a e o valor que se pagaria se a quantidade total da água consumida fosse paga pelo preço marginal, αa . Este conceito de subsídio ou imposto (no caso de estrutura tarifária crescente), para o consumo inferior a \bar{a} , é denominado diferença⁶ e entra como variável explicativa nos modelos de demanda por água.

Na maximização da função utilidade, $U(a, b)$, sujeito à renda y e à estrutura tarifária em blocos (ETB), ANDRADE et al. (1996) demonstram que para uma função utilidade qualquer, a elasticidade-renda é ponderada pela participação da renda no gasto que excede ao gasto mínimo. Assim, quando a despesa com água é uma parcela muito pequena da renda, as relações entre as elasticidades são aproximadamente válidas.

Os estudos sobre estimação da curva de demanda residencial de água podem ser classificados de diferentes formas. Os primeiros trabalhos testaram a hipótese de que a função de demanda de água residencial era inelástica em relação ao preço⁷. Nessa linha estão os trabalhos publicados até a década de 70, onde a preocupação era determinar quais variáveis eram relevantes para explicar sua demanda. A partir dos trabalhos de TAYLOR (1975) e NORDIN (1976), devido à estrutura da tarifa ser em blocos, surgiu outra questão bastante discutida na literatura, ou seja, a qual preço o consumidor reage, se ao preço médio (*PM_e*) ou ao marginal (*PM_g*). Além da percepção do preço pelo consumidor, existe o problema econométrico da simultaneidade na determinação do preço pago e da quantidade consumida.

A estrutura tarifária em blocos determina preços diferenciados de acordo com as faixa de consumo. Para o Brasil, no caso de água, as tarifas são crescentes, e variam a cada 10m³. Além disso, no primeiro bloco de consumo (até 10m³) todos pagam pelo consumo máximo do bloco, apresentando uma conta única (Figuras 1 e 2). Esse sistema, além de não ser consistente com a teoria do consumidor, pois na primeira faixa de consumo, qualquer consumo inferior ao máximo não seria racional, ainda impõe um custo adicional para o menor consumo, normalmente associado à faixa de baixa renda e estimula o aumento do consumo.

Dado que o valor cobrado varia por faixa de consumo, resta a dúvida de qual preço o consumidor leva em consideração, se é o preço médio ou o preço marginal. GOTTLIED (1963) usa o preço médio na determinação da curva de demanda de água. HOWE e LINAWEAVER JÚNIOR (1967) discutem que, se o preço não tem efeito significativo sobre a demanda, então decisões sobre tarifas teriam duas finalidades: a) cobrir os

⁵O consumo de valores inferiores deve ser atribuído ao desconhecimento da sociedade da ETB.

⁶Proposto por NORDIN (1976) e TAYLOR (1975), sendo utilizado em diversos trabalhos.

custos do sistema de abastecimento de água; e b) ter algum poder de equilíbrio entre os consumidores. Os autores usaram o preço marginal e uma série *cross-section* do consumo médio e dos picos de consumo diário e semanal. Os resultados mostram que a demanda de água externa⁸ foi elástica, enquanto que a demanda interna e a dos horários-de-pico diário e semanal foram relativamente inelásticas em relação ao preço.

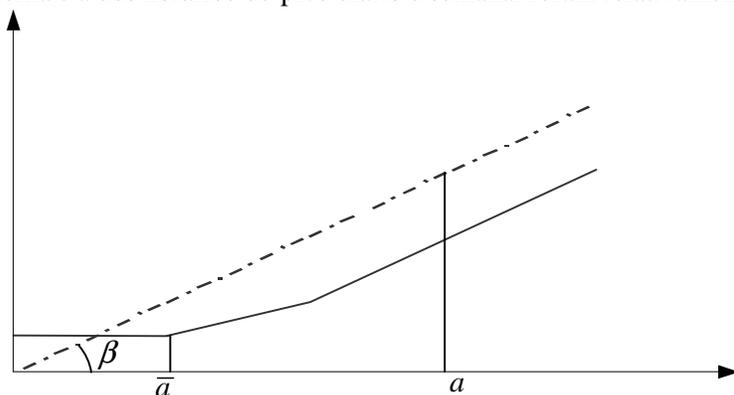


Figura 2 - Valor da Fatura de Água (V_a), Preço Médio ($PMe = V_a/\alpha$), Preço Marginal ($Pmg = tg\alpha$) e Diferença (D).

Fonte: Resultados da pesquisa.

MORGAN (1973) estimou um modelo para Santa Bárbara, Califórnia, usando dados por residência obtidos através de amostragem. As variáveis relevantes para o modelo encontrado foram valor da propriedade e número de residentes, e encontrou economia de escala no uso da água para tamanho da residência. O autor criticou o trabalho de HOWE e LINAWEAVER JÚNIOR (1967) devido ao uso de dados médios para estimar o consumo residencial, pois diminui a variância das estimativas. Dado que o modelo é feito num corte no tempo, esses autores não usaram variável preço.

Esta discussão acirrou-se depois que TAYLOR (1975) publicou o clássico artigo sobre demanda por eletricidade nos Estados Unidos, onde constatou que quase todos os artigos publicados sobre demanda, usavam o preço médio como variável explicativa, o que contradiz a teoria econômica⁹. Porém, além da inclusão do preço marginal nos modelos, esse autor defende a utilização de uma outra variável, preço médio ou despesa total, para captar o efeito da mudança na renda, causada pela

⁷Como acreditavam que fossem quase todos os serviços de utilidade pública, não respondendo à variação de preço.

⁸Para países em que o inverno é rigoroso, alguns autores classificam a demanda de água em interna e externa. A demanda externa é referente ao uso de água para regar jardins, lavagem de carro, garagens e entre outras, sendo atividades que só é possível em épocas quentes, pois durante o inverno rigoroso, essas atividades deixam de existir.

⁹Segundo a teoria neoclássica, no equilíbrio, o consumidor iguala os benefícios marginais ao custo marginal, sendo este igual ao preço marginal, e não ao preço médio.

alteração de preço entre as faixas de consumo.

NORDIN (1976) concorda com Taylor de trabalhar com PMg , só que defende a inclusão de mais uma variável chamada diferença, d^* , que é a diferença entre a conta paga e o produto do preço marginal pela quantidade consumida (Figura 2). Desta forma, é possível captar o efeito-renda proveniente da mudança da faixa de consumo.

WONG (1972) usou duas séries de dados para Chicago, a primeira é uma série temporal (1951-61) com dados de Chicago e região metropolitana (*outside communities*) e a segunda é um corte no tempo (*cross-section*) para 103 cidades estratificadas segundo o tamanho da população. Na análise da região metropolitana, a demanda de água per capita foi função do preço médio anual, da renda média da residência e da média de temperatura nos meses de verão. Para a série seccional, a temperatura não foi incluída na análise, pois dentro de uma mesma região a variação não foi significativa. A regressão na forma logarítmica foi estimada através do método de Mínimos Quadrados Ordinários (OLS¹⁰). Os resultados indicaram que para a região metropolitana, tanto temperatura, quanto renda foram mais importantes que o preço para explicar o consumo de água¹¹. O coeficiente do preço tem o sinal previsto pela teoria, isto é, negativo, porém não significativo. No corte no tempo (*cross-seccional*), preço e renda são significativos nas cidades maiores. Nas menores, somente o preço tem influência na demanda de água.

FOSTER e BEATTIE (1979) em outra linha de análise, usaram OLS para estimar o modelo para a quantidade de água demandada por residência. As variáveis explicativas do modelo foram: preço médio anual da água, renda média das famílias, precipitação durante a estação e número médio de residentes por metro quadrado. A diferença de consumo entre regiões foi captada pela presença de variáveis *dummies*. Foram usados dados *cross-section* de 218 cidades em um modelo geral de demanda residencial de água onde os determinantes do consumo são diferença regional e tamanho das cidades. Os trabalhos que usam dados agregados de um determinado município não captam muitos fatores que influenciam a demanda de água, pois são constantes na amostra. Segundo esses autores, nos antigos modelos supunha-se que as características das indústrias regionais e o tamanho da população determinariam a quantidade demandada de água, e que a demanda futura dependeria apenas do crescimento populacional e do tipo de desenvolvimento urbano. A hipótese de que o

¹⁰Usando a sigla em inglês, como é mais conhecida, Ordinary Least Squares (OLS).

¹¹Parte da razão da não significância do preço como variável explicativa é a baixa tarifa, que não estimula a economia no consumo.

consumo não varia entre regiões foi rejeitada e as variáveis importantes para explicar a demanda foram: preço, renda, precipitação e número de pessoas por metro quadrado.

POLZIN (1984) critica a abordagem proposta por Nordin, pois perde-se um grau de liberdade, piorando a especificação do modelo. Isso é relevante quando a série é pequena ou com muitos parâmetros para estimar.

BILLINGS e AGTHE (1980) justificaram o uso do preço médio somente quando a tarifa não é em blocos. Quando os blocos apresentam preços crescentes, o impacto pode ser dividido em efeito renda e substituição. Porém, no caso da água o efeito substituição é reduzido. O modelo utiliza as variáveis PMg , d^* , y , e clima (diferença entre a evapotranspiração e a quantidade de chuva) com modelos na forma linear e logarítmica, para a cidade de Tucson, Arizona. Os resultados obtidos apresentam elasticidade-preço negativa e significativa nos dois modelos. Porém, a variável diferença apresenta elasticidade negativa, mas não com o valor previsto pela teoria, que prevê o mesmo valor e sinal contrário ao encontrado para a elasticidade-preço.

TERZA e WELLCH (1982) fizeram um trabalho teórico mostrando inconsistência no uso de OLS na estimação da demanda de energia elétrica e água sob estrutura tarifária em blocos. Nesses casos, o consumo e o preço estão interligados pela regra tarifária, causando viés nas estimativas dos parâmetros. A solução apontada para resolver esse problema foi a estimação em dois estágios, usando o método probito, no primeiro estágio. A variável dependente tem valor 0 ou 1, de acordo com o bloco em que o consumidor se encontra. O estimador resultante é viesado, mas consistente. Esses autores recomendaram também o uso de dados por residência, o que na prática nem sempre é possível obter.

BILLINGS (1982) usa a variável diferença e o preço marginal para estimar a equação de demanda através do uso de variável instrumental. Estimou o dispêndio total (DT)¹², porém, mesmo com o uso de variável instrumental, não foi eliminado o problema causado pela simultaneidade¹³ entre preço e quantidade:

$$DT = d^* + PMg a + u \quad (3)$$

Recomendando cautela na identificação do preço quando é dependente da quantidade comprada, JONES e MORRIS (1984) advertem que um erro na quantidade observada vendida introduz

¹²Conta paga pelos consumidores.

¹³A quantidade consumida de água depende de um sistema de preço e não de um preço único (GRIFFIN; MARTIN, 1981).

um erro correspondente no preço, resultando em correlação entre uma variável explicativa e o termo de erro da regressão. Deste modo, o método de estimação por mínimos quadrados ordinários (OLS) não é consistente e pode ser viesado. Jones e Morris usaram três formas funcionais¹⁴ para estimar a demanda de água residencial para a região metropolitana de Denver, Colorado, baseados numa amostra de 889 famílias no ano de 1976. O modelo adotado usa variável instrumental (MCFADDEN; PUIG; KIRSCHNER, 1977) para estimar uma nova variável relacionada ao preço, mas ortogonal com o distúrbio da regressão.

HENSON (1984) discute que nos modelos usando OLS para calcular o modelo proposto por Nordin, os valores encontrados para os coeficientes são inconsistentes. Com tarifa sob estrutura de blocos crescentes, o coeficiente do preço marginal tende a ser viesado para zero e o coeficiente da variável diferença tende a ser viesado para valores distantes de zero.

Um dos primeiros trabalhos realizado no Brasil sobre demanda de água é o de ANDRADE et al. (1996) com dados obtidos através de amostragem em 27 municípios do Paraná, onde foram levantadas 5.417 residências. As variáveis explicativas do modelo são: preço marginal, diferença intramarginal, renda familiar e número de pessoas residentes. Devido ao fato de o valor da variável diferença ser negativo no primeiro bloco¹⁵, não foi possível usar a especificação na forma logarítmica, sendo testada somente a forma linear. Para corrigir o problema causado pela simultaneidade entre consumo e preço, foram usados os métodos de Mínimos Quadrados em Dois Estágios e o de Variável Instrumental. O modelo foi calculado para amostra geral e para sub-amostras de acordo com as classes de renda¹⁶. A elasticidade-preço em todas as amostras foi, em módulo, menor que um, e maior na camada de baixa renda. As variáveis renda e número de pessoas residentes apresentam elasticidades muito próximas de zero, significando que essas variáveis têm pouca influência no consumo de água para os dados usados neste trabalho. O coeficiente da variável diferença é negativo e, em módulo, muitas vezes superior ao da variável renda, não comprovando a teoria de sinais contrários e valores iguais para essas variáveis. Esse resultado está de acordo com vários outros autores, como BILLING e AGTHE (1980), MATTOS (1998), FOSTER e BEATTIE (1981), JONES e MORRIS (1984), entre outros. Ainda segundo os autores, a principal crítica que pode ser feita na análise é que não houve variação de preço na amostra e os preços diferiram somente entre blocos.

¹⁴Linear, multiplicativa e semilog.

¹⁵Devido ao valor mínimo da conta para o consumo até 10m³, podendo ser interpretado esse resultado como um imposto cobrado ao consumidor.

MATTOS (1998) estima a equação de demanda residencial de água para o município de Piracicaba, usando o modelo proposto por Nordin. Apesar da limitação de dados existente, ela utiliza os diferentes métodos de estimação: Mínimos Quadrados Ordinário; Variável Instrumental e Mínimos Quadrados em Dois Estágios. Os métodos de variáveis instrumentais foram superiores aos de Mínimos Quadrados Ordinário, confirmado pelo teste de Hausman. As únicas variáveis significativas foram o preço marginal e a diferença. Os resultados encontrados para o Brasil são semelhantes aos demais, isto é, não existe igualdade dos valores absolutos e sinais contrários nos coeficientes estimados para diferença e renda.

NAZEN (1988) sugere o uso de modelo de séries temporais para estudo de demanda de água, devido ao fato de a demanda urbana por água ser dependente de inúmeros fatores incontroláveis relativos ao clima, tornando a demanda de curto prazo bastante volátil. Outro fator é a sazonalidade, com maior consumo nos meses de verão. Sugere que modelos de séries temporais possam trazer bons resultados para o planejamento do uso da água.

3 - MATERIAL E MÉTODO

Para explicar o consumo de água no município de Piracicaba, foram selecionadas as seguintes variáveis:

CR - Consumo Residencial, em m^3 , fornecida pelo Serviço Municipal de Água e Esgoto de Piracicaba (SEMAE);

T - Temperatura Média Mensal no município de Piracicaba, obtido no Boletim Meteorológico, do Departamento de Física e Meteorologia, ESALQ/ USP;

Prec - Precipitação Mensal, obtido no Boletim Meteorológico do Departamento de Física e Meteorologia, ESALQ/USP, para Piracicaba.

RG - Radiação Global, obtido no Boletim Meteorológico do Departamento de Física e Meteorologia, ESALQ/USP, para Piracicaba.

UR - Umidade Relativa, obtido no Boletim Meteorológico do Departamento de Física e Meteorologia, ESALQ/USP, para Piracicaba.

Eva - Evaporação, obtido no Boletim Meteorológico do Departamento de Física e Meteorologia, ESALQ/USP, para Piracicaba.

Ins - Insolação, obtido no Boletim Meteorológico do Departamento de Física e Meteorologia, ESALQ/USP, para Piracicaba.

O consumo total é obtido pela soma do consumo residencial, industrial, público e comercial (Figura 3).

¹⁶Renda até 2 salários mínimos, de 2 a 10 salários mínimos, e mais de 10 salários mínimos.

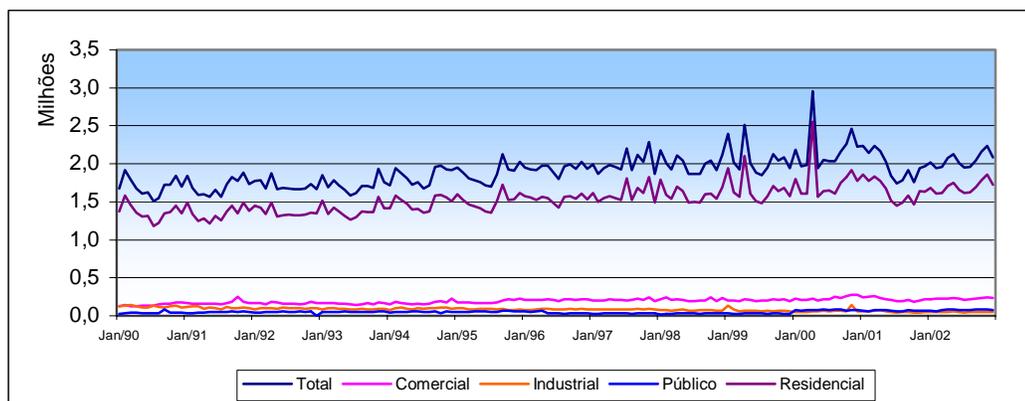


Figura 3 - Consumo Mensal Total, Comercial, Industrial, Público e Residencial de Água Tratada, em m³, Piracicaba, Janeiro de 1990 a Dezembro de 2002.

Fonte: Elaborada pelos autores com base em dados fornecidos pelo SEMAE e pela ESALQ/USP.

3.1 - Método X11

Dado o comportamento sazonal das séries de consumo, essas foram decompostas pelo método X11 (U. S. Department of Commerce, 1976)¹⁷. Esse método baseia-se na decomposição da série original (O_t) em quatro componentes: sazonal (S_t), ciclo-tendência (C_t), efeitos do calendário (D_t) e irregular (I_t). Assim, a componente sazonal capta os ciclos sistemáticos de período igual ou inferior a um ano, que são repetidas constantemente ou em desenvolvimento de ano para ano. A componente de ciclo-tendência inclui variação de tendência de longo prazo, ciclos econômicos e outros fatores cíclicos de longo prazo. A terceira componente, efeito de calendário, é devida à diferença de dias entre os meses do ano ou efeitos de calendário, como sábado, domingo ou feriado. O último é responsável pela variação residual final (SAS INSTITUTE, 1993). O método X11 consiste em sucessivas filtragens¹⁸, pela aplicação de filtros lineares. O modelo a ser usado para separar os componentes da série é multiplicativo, como segue:

$$O_t = S_t \cdot C_t \cdot D_t \cdot I_t \quad (4)$$

onde O_t representa a série de consumo.

Nesse modelo, C_t tem a mesma unidade que O_t . S_t , C_t e I_t são expressos em % e têm valores ao redor de 100.

O método X11 usa um conjunto de médias móveis centradas para estimar as componentes

¹⁷ A base do método foi desenvolvida no final da década de 20, e baseia-se na razão (ou diferença) de médias móveis (U.S. DEPARTEMENT OF COMMERCE, 1976).

¹⁸ Para maiores detalhes ver PINO et al. (1994).

sazonais. Essa média móvel aplica pesos simétricos para todas as observações, exceto para aquelas do início e final das séries.

3.2 - Os Modelos Box-Jenkins

NAZEN (1988) justifica o uso de modelos SARIMA (auto-regressivo integrado sazonal de média móvel) para estimar a demanda de água, pois o uso da água depende de muitos fatores relacionados ao tempo e também um componente sazonal, com aumento de consumo no verão. A água consumida em uma residência é função de características pessoais e de hábitos locais. Boa parte deste consumo é para higiene básica da casa, apresentando um componente auto-regressivo.

O modelo univariado utiliza o método desenvolvido por BOX; JENKINS; REINSEL (1994) para séries temporais. Inicialmente desenvolvido por BOX e JENKINS (1976), o método baseia-se na idéia de que a série temporal pode ser parcialmente explicada por ela mesma, através de parâmetros auto-regressivos. As médias móveis servem para explicar os erros passados.

Os modelos auto-regressivos integrados de médias móveis podem ser representados, em sua forma geral, por:

$$Y_t = \frac{\theta(B)}{\phi(B)} a_t \quad (5)$$

onde:

Y_t é a variável em nível,

$$B^j y_t = y_{t-j}$$

B é o operador de atraso, tal que ;

$$\phi(B) = 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p$$

é o operador auto-regressivo de ordem p ; e

$$\theta(B) = 1 + \theta_1 B + \theta_2 B^2 + \dots + \theta_q B^q$$

é o operador de média móvel de ordem q .

O teste de raiz unitária permite achar o valor de d que torna a série estacionária. Após obter uma série estacionária, o passo seguinte é identificar o processo gerador da série, através das funções de autocorrelação regular e parcial. O resíduo do modelo deverá apresentar característica de ruído branco, ou seja, ser aleatório, com distribuição normal (BOX e JENKINS, 1976).

3.3 - Função de Transferência

Apesar de alguns trabalhos no Brasil não terem encontrado significância para as variáveis

relacionadas ao clima (temperatura e precipitação), espera-se que para o modelo de séries temporais essas variáveis expliquem parte da variação no consumo de água, especialmente a temperatura (MATTOS, 1998 e ANDRADE et al., 1996). Por essa razão, é necessário um modelo com abordagem multivariada ou mais comumente conhecido como modelo de função de transferência.

O modelo de função de transferência é baseado no modelo de defasagem distribuída (VANDAELE, 1983). Esse modelo é representado pelo nível da variável dependente Y_t como sendo função direta do número de valores passados da variável independente X_t . Uma mudança na série de entrada pode não se manifestar de forma imediata sobre a série de saída, assim, pode existir uma defasagem temporal entre a variação ocorrida na variável exógena e seu efeito sobre a variável endógena (PINO, 1980). O modelo de função de transferência é apresentado a seguir:

$$Y_t = \frac{\omega_0 - \omega_1 B - \dots - \omega_s B^s}{1 - \delta_1 B - \dots - \delta_r B^r} X_{t-b} + \frac{\theta(B)}{\phi(B)} a_t \quad (6)$$

onde:

Y_t é a variável endógena;

X_i (com $i = 1, \dots, n$) são as variáveis exógenas;

$\theta(B)$ é o operador de média móvel;

$\phi(B)$ é o operador auto-regressivo;

$\omega(B) = \omega_0 - \omega_1 B - \dots - \omega_s B^s$ representa os impactos de curto prazo;

$\delta(B) = 1 - \delta_1 B - \dots - \delta_r B^r$ representa o fator de ajuste de longo prazo; e

b é o parâmetro do impacto inicial da série de entrada X sobre a série da saída Y .

4 - RESULTADOS

4.1. O método X11

Analisando a série de consumo residencial pode-se perceber a forte influência sazonal. Esse fato é confirmado pelo teste F (7,03) para a sazonalidade estável entre meses. Esse fato não é confirmado para a sazonalidade móvel (1,35).

A comparação gráfica entre a série original, a de ciclo-tendência e a sazonalmente ajustada pelo método X11 é apresentada na Figura 4. A série sazonalmente ajustada é mais suave que a original, como o previsto pelo método. A série de ciclo-tendência, que mostra uma estabilidade no consumo residencial até 1994. No período seguinte, até 2000, ela cresce ligeiramente, voltando a cair no final da série. Os fatores sazonais são mostrados na Figura 5, onde são mostrados os picos de consumo nos meses de verão e os vales nos meses de inverno. Como na série de consumo médio

residencial¹⁹, a maior amplitude de variação entre picos e vales está em torno de 15%, abaixo da diferença de consumo observada por GRIFFIN e CHANG (1990) para o Texas, onde essa diferença chegou a mais de 70% (de 130,8 a 226,0 gal/capita/ dia).

A série irregular é apresentada na Figura 6, onde os pontos extremos começam a aparecer na série em 1997, atingindo o máximo no início do ano 2000.

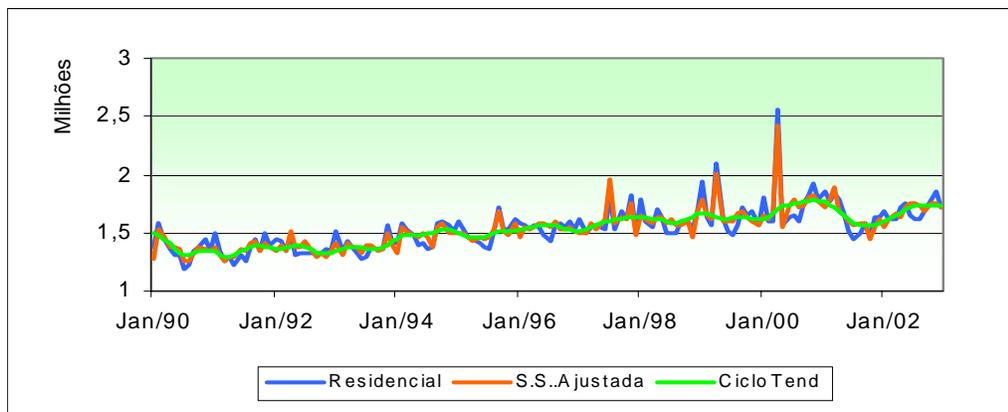


Figura 4 - Série Original, Sazonalmente Ajustada e de Ciclo Tendência do Consumo Mensal Residencial de Água, em m³, Piracicaba, Janeiro de 1990 a Dezembro de 2002.
Fonte: Resultados da pesquisa.

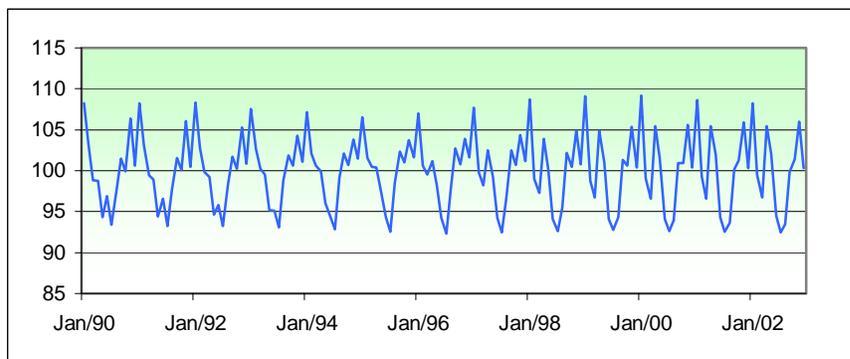


Figura 5 - Fatores Sazonais do Consumo Residencial Mensal de Água, em Porcentagem, Piracicaba, Janeiro de 1990 a Dezembro de 2002.
Fonte: Resultados da pesquisa.

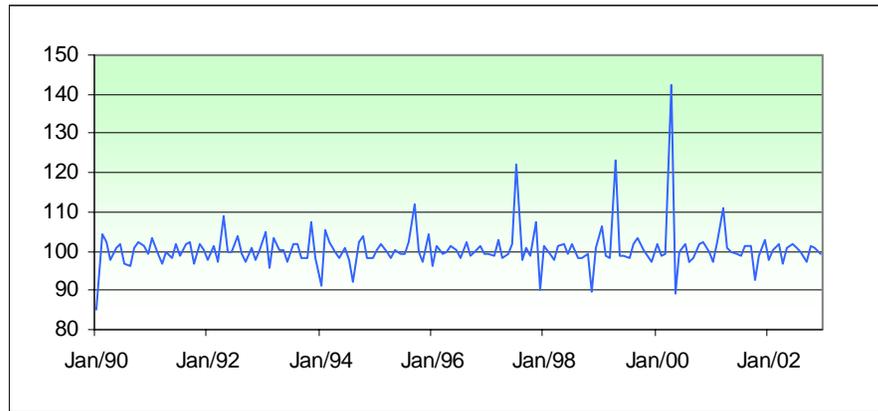


Figura 6 - Série Irregular do Consumo Residencial de Água, Piracicaba, em Porcentagem, Janeiro de 1990 a Dezembro de 2002.

Fonte: Resultados da pesquisa.

4.2 - Modelos de Box e Jenkins

4.2.1. Modelos com uma diferença de ordem 1

Dois modelos ARIMA apresentaram bom ajuste para a variável CR com uma diferença de ordem 1. O primeiro apresenta um fator auto-regressivo de ordem 12 e outro de média móvel de ordem 1, como pode ser visto na equação 7 e a previsão feita pelo modelo pode ser visto na Figura 7 abaixo:

$$(1 - 0,40704B^{12})(1 - B)CR = \frac{1}{(1 - 0,78536B)} * a_t \quad (7)$$

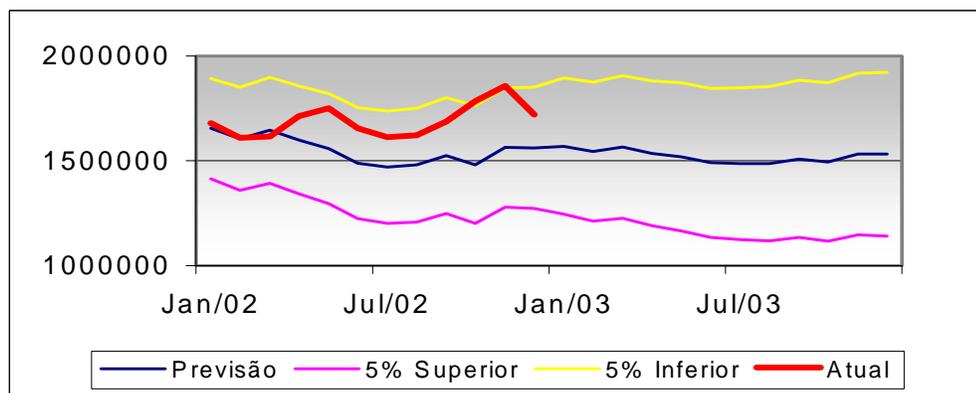


Figura 7. Série Original, Previsão feita pelo modelo ARIMA (12;1;1) e Limites Superior e Inferior.

O segundo modelo apresenta melhor ajuste porém, o teste t não é significativo para uma das defasagens (detalhes na Tabela 1). A equação do modelo pode ser visto na equação 8 e sua previsão pode ser visto na Figura 8.

$$(1 + 0,14011B^5 - 0,40759B^{12})(1 - B)CR = \frac{1}{(1 - 0,77042)} * a_t \quad (8)$$

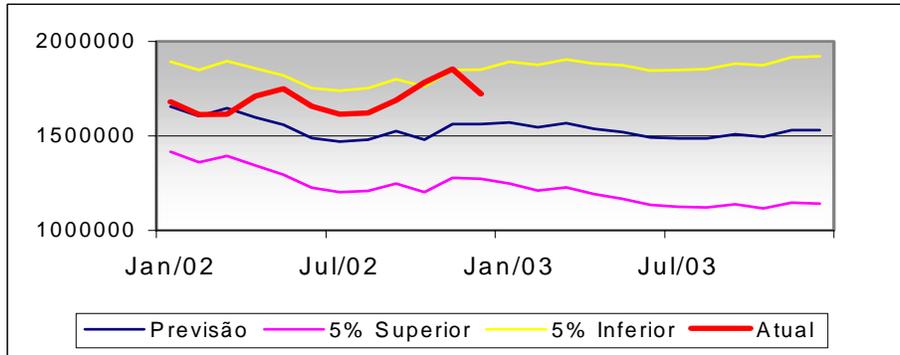


Figura 8. Série Original, Previsão feita pelo modelo ARIMA (5,12;1;1) e Limites Superior e Inferior.

A comparação entre os modelos (7) e (8) apresentam resultados diferentes pelo Critério de Informação de Akaike (AIC) e o Critério Bayesiano de Schwartz (SBC). Pelo AIC o modelo selecionado seria o modelo (8) ($4076,98 < 4078,207$) e pelo SBC o modelo (7) ($4084,294 < 4086,11$).

4.2.2. Modelos com uma diferença de ordem 12

Pelos critérios de AIC (3813,745) e SBC (3822,655), o modelo com diferença de ordem 12 apresentou melhor resultado. Foi selecionado um auto-regressivo de ordens 1 e 2 e de médias móveis na ordem 12, sem constante, ou seja:

$$(1 - 0,31226B - 0,30506B^2)(1 - B^{12}) = \frac{1}{(1 - 0,70731B^{12})} * a_t \quad (9)$$

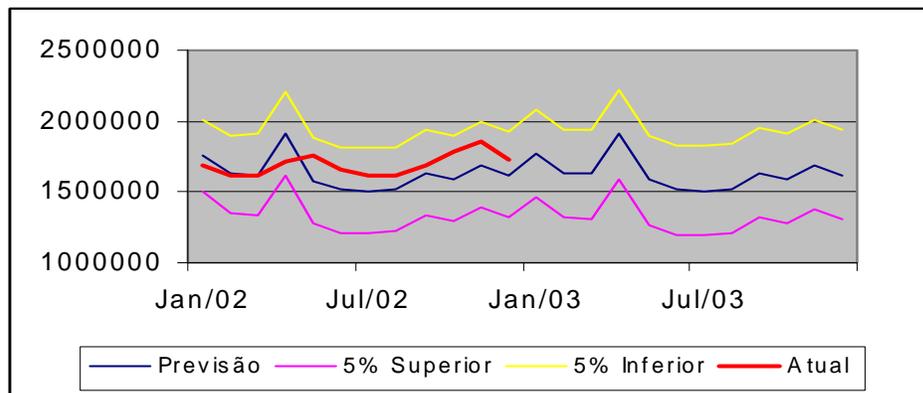


Figura 9. Série Original, Previsão feita pelo modelo ARIMA (1,2;12;12) e Limites Superior e Inferior.

Tabela 1 - Estimativas dos Parâmetros dos Modelos Box e Jenkins e de Função de Transferência para o Consumo Residencial de Água Tratada, Piracicaba, Janeiro de 1990 a Dezembro de 2002.

Modelo	Parâmetro	Estimativa	Teste t
ARIMA (12;1;1)	θ_1	0,78536 (0,05161)	15,22
	ϕ_{12}	0,40704 (0,07495)	5,43
ARIMA(5,12;1;1)	θ_1	0,775042 (0,05406)	14,25
	ϕ_5	- 0,14011 (0,07473)	- 1,88
	ϕ_{12}	0,40759 (0,07419)	5,49
ARIMA (1,2;12;12)	θ_{12}	0,70731 (0,0925)	10,16
	ϕ_1	0,31226 (0,08399)	3,72
	ϕ_2	0,30506 (0,08083)	3,77
Função de transferência (1,2;12;12)	θ_{12}	0,67273 (0,06804)	9,89
	ϕ_1	0,23537 (0,08550)	2,75
	ϕ_2	0,17802 (0,08447)	2,11
	ω_0 (Prec)	128,74025 (46,04390)	2,80
Função de transferência (1;12;12)	θ_{12}	0,66371 (0,06808)	9,75
	ϕ_1	0,26472 (0,08332)	3,18
	ω_0 (Prec)	165,83711 (40,50633)	4,09

Fonte: Resultados da pesquisa.

Os detalhes dos resultados podem ser visto em detalhes na tabela 1, onde são apresentadas as estatísticas dos modelos.

4.3 - Função de Transferência

Os modelos de função de transferência testaram as seguintes variáveis com periodicidade mensal: temperatura média, precipitação, radiação global, umidade relativa, evaporação, insolação. Somente a variável precipitação foi significativa para explicar a quantidade consumida de água, usada com nos modelos com diferença de ordem 12. Usando os critérios AIC e SBC foram selecionados dois modelos:

$$(1 - 0,23537B - 0,17802B^2)(1 - B^{12})CR = \frac{1}{(1 - 0,67273)} * a_t + 128,7403 Prec \quad (10)$$

$$(1-0,26472B)(1-B^{12})CR = \frac{1}{(1-0,66371)} * a_t + 165,8371 Prec \quad (11)$$

Os modelos (10) e (11) apresentam resultados diferentes pelo AIC e SBC. O modelo 10 apresenta melhor resultado pelo AIC ($3810,377 < 3811,683$) e pelo SBC o modelo (11) ($3820,592 < 3822,256$).

Essa equação mostra que a temperatura tem relação direta com o consumo médio de água em Piracicaba, e pelo AIC e SBC (406,6 e 420,5 respectivamente), este é o melhor modelo encontrado, superior aos univariados. As estatísticas do modelo são encontradas na tabela 1. Apesar da estatística t não ser significativa ao nível de 5% para os parâmetros nas defasagens 1 e 5, o modelo escolhido incluindo essas defasagens foi superior, pelo AIC e SBC, que o modelo excluindo-os.

5 - CONCLUSÃO

Os resultados econométricos do presente trabalho mostram que o consumo residencial de água em Piracicaba, SP, apresenta forte componente sazonal. A variação do consumo é proporcional à precipitação, diminuindo nos meses chuva.

Como tendência de longo prazo, é possível observar que o consumo residencial total cresce na década de noventa, caindo na virada do milênio. Uma outra característica interessante da série de consumo residencial total é o crescimento acentuado após 1995. Aparentemente, este comportamento pode estar relacionado com crescimento da economia, ocorrido após a implementação do Plano Real. Infelizmente, devido às limitações quanto aos dados disponíveis, este efeito não pôde ser incorporado nas análises realizadas.

Diversos estudos mostrados na revisão apontam que o consumo residencial de água é diretamente proporcional à renda, aumentando também com o tamanho de residências, números de pessoas por residência, número de chuveiros por residência, entre outros. Infelizmente, a não incorporação deste tipo de variáveis no modelo é uma das principais limitações do presente trabalho. Aparentemente, os dados agregados para o município como um todo não permite captar, nos modelos estimados, a contribuição da renda que é, geralmente, uma importante variável de decisão para determinar o consumo de água. Tampouco foi possível incluir outras variáveis indicativas de condições sócio-econômicas e demográficas.

Essa pode ter sido, também, a causa da inexistência de efeito das variáveis preço médio e preço marginal nos modelos testados. Ambos os preços não apresentaram parâmetros significativos

nesses modelos. O mesmo aconteceu com a variável diferença. Provavelmente, a agregação dos dados mascarou o efeito dessas variáveis sobre como cada consumidor, individualmente, reage à tarifa de água que possui estrutura em blocos crescentes.

Por outro lado, uma das características dos modelos de séries temporais é fazer boas previsões de curto prazo. Porém, na medida em que o período da previsão se estende, o seu intervalo de confiança aumenta rapidamente. Assim, os modelos estimados poderão ser usados com certa segurança no planejamento das operações do SEMAE - Piracicaba, somente no curto prazo.

Uma área importante para pesquisa é trabalhar com dados de uma região geográfica mais ampla, como por exemplo, uma microbacia. A previsão da evolução do consumo de água dentro de uma microbacia poderá ter uma importância vital para o gerenciamento racional dos recursos hídricos disponíveis em algumas regiões.

Em geral, essas microbacias englobam diferentes cidades. Assim, mesmo trabalhando com dados agregados, este tipo de estudo pode permitir a captação dos efeitos de importantes variáveis explicativas para o consumo de água.

CONCLUSÃO ARTICULADA

1. O consumo residencial de água em Piracicaba, SP, apresenta forte componente sazonal.
2. A variação do consumo é proporcional à precipitação, diminuindo nos meses chuvosa.
3. O consumo residencial total cresce na década de noventa, caindo na virada do milênio.

LITERATURA CITADA

AMARAL, A.M.P.; SHIROTA, R. Consumo residencial médio de água tratada: uma aplicação de modelos de séries temporais em Piracicaba **Agricultura em São Paulo**, São Paulo, v. 49, n. 1, p. 55-72, 2002.

ANDRADE, T. A. et. al. **Estudos da função demanda por serviços de saneamento e estudos da tarifação do consumo residencial**. Brasília: IPEA, 1996. 61 p. (Texto para discussão IPEA, n. 415)

BILLINGS, B. R. Specification of block rate variables in demand models. **Land Economics**, v. 58, n. 3, p. 386-394, Aug. 1982.

_____; AGTHE, D. E. Price elasticities for water: a case of increasing block rates. _____, v. 56, n. 1, p. 73-84, Feb. 1980.

BOX, G. E. P.; JENKINS, G. M. **Time series analysis: forecasting and control**. San Francisco: Holden-day, 1976. 575 p.

_____; _____; REINSEL, G. **Time series analysis: forecasting and control**. New Jersey: Prentice Hall/Englewood Cliffs, 1994. 598 p.

FOSTER, H.; BEATTIE, B. R. Urban residential demand for water in the U.S. **Land Economics**, v. 55, n. 1, p. 43-58, Feb. 1979.

_____; _____. Urban residential demand for water in the United States: reply. _____, v. 57, n. 2, p. 257-65, May 1981.

GRIFFIN, A. H.; MARTIN, W. E. Price elasticities for water: a case of increasing block rate: comment. _____, v. 57, n. 2, p. 266-75, May 1981.

GRIFFIN, R. C.; CHANG, C. Pretest analyses of water demand in thirty communities. **Water Resources Research**, v. 26, n. 10, p. 2251-2255, Oct. 1990.

HAUSMAN, J. A. Specification tests in econometrics. **Econometrica**, v. 46, p. 1251-71, Nov. 1978.

HENSON, S. E. Electricity demand estimates under increasing block rates. **Southern Economic Journal**, v. 61, p. 262-289, Aug. 1984.

HOWE, C. W.; LINAWEAVER JÚNIOR, F. P. The impact of price on residential water demand and its relation to system design and price structure. **Water Resource Research**, v. 3, n. 1, p. 13-32, 1967.

JONES, C. V.; MORRIS, J. R. Instrumental price estimates and residential water demand. _____, v. 20, n. 2, p. 197-202, Feb. 1984.

MATTOS, Z. P. de B. Uma análise da demanda residencial por água usando diferentes métodos de estimação. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 28, n. 1, p. 207-223, abr. 1998.

MCFADDEN, D.; PUIG, C.; KIRSCHNER, D. Determinants of the Long-Run demand for electricity. In: PROCEEDINGS of the American Statistical Association. Business and Economics Section. [S.l.:s.n.], Aug. 1977. pt. 1, p. 109-113.

MORGAN, W. D. Residential Water Demand: the case from micro data. **Water Resources Research**, v. 9, n. 4, p. 1065-1067, Aug. 1973.

NAZEN, S. M. **Applied time series analysis for business and economic forecasting**. New York: Ed. M. Dekker, 1988.

NIESWIADOMY, M. L.; MOLINA, D. J. Comparing residential water demand estimates under decreasing and increasing block rates using household data. **Land Economics**, v. 65, n. 3, p. 280-304, Aug. 1989.

NORDIN, J. A. A proposed modification of Taylor's demand analysis: comment **The Bell Journal of Economics**, v. 7, p. 719-721, autumn 1976.

PINO, F. A. Análise de intervenção em séries temporais: aplicações em economia agrícola. São Paulo, 1980. Dissertação (Mestrado em Estatística) - Instituto de Matemática e Estatística, Universidade de São Paulo.

PINO, F. A. et al. Sazonalidade em série temporais: um levantamento sobre o estado da arte. **Agricultura em São Paulo**, São Paulo, v. 41, n. 3, p. 103-133, 1994.

POLZIN, P. E. The specification of price in studies of consumer demand under block price scheduling: additional empirical evidence. **Land economics**, v. 60, n. 3, p. 306-309, Aug. 1984.

SALATI, E.; LEMOS, H. M.; SALATI, E. Água e o desenvolvimento sustentável. In: REBOUÇAS, A. C.; BRAGA, B.; TUNDISI, J. G. **Água doce no Brasil**. São Paulo: Escrituras Editora, 1999. cap. 2, p. 39-62.

SAS INSTITUTE. **SAS/ETS** user's guide, version 6. 2 ed. Cary, 1993. 1022 p.

TAYLOR, L. D. The demand for electricity: a survey. **The Bell Journal of Economics**, v. 6, p. 74-110, Spring 1975.

TERZA, J. V.; WELLCH, W. P. Estimating demand under block rates: electricity and water. **Land Economics**, v. 58, p. 181-188, May 1982.

VANDAELE, W. **Applied time series and Box-Jenkins models**. New York: Academic Press, 1983. 417 p.

WONG, S. T. A model of municipal water demand: a case study of Northeastern Illinois. **Land Economics**, v. 48, n. 2, p. 181-188, Feb. 1972.