

PER CAPITA DE ÁGUA FRENTE ÀS CONDIÇÕES CLIMÁTICAS CUIABÁ-MT, BRASIL

Welitom Ttatom Pereira da Silva

Ciências Florestais e Ambientais, Universidade Federal de Mato Grosso, Cuiabá, Brasil
wttatom@terra.com.br

V. Sebastião Moraes e Silva

Ciências Florestais e Ambientais, Universidade Federal de Mato Grosso, Cuiabá, Brasil

L. Airton Gomes

Faculdade de Tecnologia, Engenharia e Arquitetura, Universidade Federal de Mato Grosso, Cuiabá, Brasil

M. Martínez Espinosa

Departamento de Estatística. Universidade Federal de Mato Grosso, Cuiabá, Brasil

Resumo: O estudo teve por objetivo a determinação da intensidade de interveniência das variáveis climáticas sobre a quota *per capita* de água, bem como sua forma de comportamento frente a diferentes condições climáticas na cidade de Cuiabá, estado de Mato Grosso, Brasil. A metodologia empregada fundamentou-se na coleta de uma série histórica de dados junto a diversas instituições do estado de Mato Grosso, no tratamento dos dados, proposição de modelos de regressão com diferentes modelos (lineares, polinomiais, exponenciais de natureza logarítmica e aritmética), análise de trajetórias e análise fatorial. Os resultados indicaram a não associação entre as variáveis originais, no entanto, verificou-se fraco intercorrelacionamento intrínseco entre as variáveis de clima e consumo *per capita* de água.

INTRODUÇÃO

O crescimento populacional, o aumento das atividades econômicas e da demanda por melhor qualidade de vida conduz à crescente competição pelos recursos naturais, dentre eles os recursos hídricos, gerando conflitos pela pouca disponibilidade de água potável (Cap-Net & GWP, 2005). A correta gestão é a forma pela qual se pretende equacionar e resolver as questões de escassez de recursos hídricos, bem como fazer o uso adequado, visando a otimização dos recursos em benefício da sociedade (Setti *et al.*, 2001). Sob a ótica da gestão, a água é um recurso natural finito, escasso e de grande valor econômico, sendo considerado um recurso tão importante que define o desenvolvimento ou não de uma região (Carreira-Fernandez & Garrido, 2002). No Brasil, os problemas de escassez hídrica têm sua origem fundamentalmente na explosão demográfica, desenvolvimento econômico, crescente deterioração dos recursos hídricos e da poluição indiscriminada (Sca-

re, 2003). Nesse contexto, encontra-se o estado de Mato Grosso, cuja capital apresenta grandes problemas urbanos. Segundo Cuiabá (2007), o crescimento desordenado e os problemas de oferta de serviços públicos começaram na década de 70. O descompasso entre os investimentos em saneamento básico e o ritmo de crescimento da cidade compromete a qualidade das águas que são contaminadas por esgoto doméstico e industrial. Em 1960, a capital contava com 57.860 moradores. Vinte anos depois, esse número saltou para 402.813. A cidade cresceu, mas o poder público não acompanhou o rápido desenvolvimento da capital, adequando-a com a infraestrutura necessária (Cuiabá, 2007). O contexto de deficiência no planejamento urbano associado ao impacto ambiental sobre os recursos hídricos traz consigo a necessidade do desenvolvimento de instrumentos regionais eficientes, voltados à gestão dos recursos hídricos. Silva e Porto (2003) sugerem um espectro de atividades cabíveis em cenários de desenvolvimento básico, intermediário e avançado, dentre elas a

realização de estudos de previsão da quota *per capita* de água. Carreira-Fernandez & Garrido (2002) afirmam que o consumo *per capita* de água depende de uma série de características da comunidade a ser atendida, dentre elas tem-se as características socioeconômicas, as naturais e as tecnológicas. Matos & Bernardes (2007) observam a complexidade em se estabelecer cota *per capita* e um padrão de consumo doméstico de água no Brasil devido à interferência de diversos fatores difíceis de serem mensurados (proximidade de água do domicílio, clima, hábitos da população, renda, etc.). De acordo com Yassuda *et al.* (1976), o consumo de água aumenta conforme aumenta a temperatura e a umidade exerce influência no consumo, sendo maior o consumo em regiões mais secas, enquanto que em presença de chuvas o consumo é reduzido drasticamente. Também von Sperling (1996) confirma, ao mencionar que climas mais quentes e secos induzem a um maior consumo de água.

REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

Apresentam-se, a seguir, algumas pesquisas correlatas previamente realizadas. Cocharn & Cotton (1984) desenvolveram estudos sobre a demanda de água para cidade Oklahoma e o Tulsa, estado de Oklahoma, EUA. O trabalho teve como objetivo definir e analisar a postura social e os fatores socioambientais que influenciam no consumo de água, bem como auxiliar no processo de tomada de decisão por meio do desenvolvimento de uma ferramenta para projeção de demanda de água a longo-prazo. Os resultados indicaram as variáveis de preço e *per capita* de água foram às várias de preditivas para o caso da cidade de Oklahoma, e, para a cidade de Tulsa a única variável foi a *per capita* de água. Também foram observados bons ajustes para alguns modelos utilizados.

León *et al.* (2000) desenvolveram um sistema híbrido nomeado de EXPLORE, esse sistema combinou técnicas de otimização com sistemas especialistas, e seu desenvolvimento foi motivado por necessidades de redução dos custos com energia elétrica, de otimização operacional e de ações de gestão de demanda da água no sistema de abastecimento de água da cidade de Seville, Espanha. Os resultados indicaram uma redução 25% dos custos com energia e os benefícios adicionais do sistema referem-se à possibilidade de qualificação dos operadores menos experientes, obtenção de guia para a operação do sistema de abastecimento de água, possibilidade de simulação de diferentes estratégias gerenciais.

Ocerin *et al.* (2001) realizaram estudo intitulado predição do consumo de água em Córdoba, o estudo teve como objetivo a contribuição com o planejamento, em médio e curto prazo, de ações de gestão da água. Segundo os autores, a predição do consumo tem utilidade direta sobre o planejamento anual da operadora dos serviços de abastecimento de água. Para desenvolvimento do trabalho foram utilizados métodos alternativos propondo a utilização de modelos multiplicativos de ARIMA, modelos de regressão dinâmica, a metodologia X11/2 e métodos de VAR. Como conclusões os autores mencionam que existem diferentes padrões de consumo em função do tipo de consumidor, o sistema tarifário e as normas sobre os hidrômetros influenciam no consumo de água e a conscientização dos cidadãos, para o uso racional da água, é mais facilmente atingida em tempos de seca prolongada. Ainda, mencionam que não há sentido na busca por melhores modelos de previsão, mas sim em modelos compatíveis com a realidade da precisão dos dados.

Miranda & Koide (2003) realizam estudo como objetivo discutir e alertar sobre os problemas nos indicadores de perdas de água. No estudo são apresentadas as falhas existentes nos indicadores expressos em percentual e no indicador de índice de perdas de faturamento, além de mencionar a necessidade de inserção de fatores de homogeneização. Por fim recomendam alguns indicadores apresentando detalhamento sobre sua forma de cálculo e sua classificação nos níveis básico, intermediário e avançado.

Segundo Mahabir *et al.* (2003), a previsão da demanda de água é uma importante ferramenta de gestão dos recursos hídricos, especialmente, em regiões onde o volume anual de água é diretamente relacionado as estações climáticas, caso da província Alberta no Canadá. Para realização das previsões de demanda e de disponibilidade se tem utilizado uma combinação de equações de regressão. Infelizmente essa abordagem tem sucesso limitado em termos de precisão, por isso uma nova abordagem foi necessária. A alternativa proposta foi à modelagem usando lógica fuzzy, que tem sido aplicada com muito sucesso em vários campos onde a relações entre causa e efeito são imprecisas. Os resultados obtidos foram considerados satisfatórios e os autores concluem que a lógica fuzzy tem um potencial promissor para realização de previsões em sistema de abastecimento de água.

Corral-Verdugo (2003), a fim de promover padrões de consumo de água sustentáveis, reali-

zou um estudo com objetivo de identificar os determinantes psicológicos e situacionais do comportamento de conservação da água. Foram estudadas duas cidades, Hermosillo e Ciudad Obregon, do Nordeste do México, uma com escassez crônica e outra com provisão suficiente de água. A metodologia empregada fundamentou-se em: coleta de dados primários; análise estatística dos dados; proposição e análise de modelos estruturais. Os resultados apontaram que o consumo de água foi significativa e positivamente influenciado por crenças utilitárias (exemplo, crença de que água é um recurso inesgotável e barato) e pela posse de utensílios domésticos facilitadores de consumo de água, enquanto que motivos e habilidades de conservação (exemplo, a escassez de água) inibem tal consumo. Os motivos de conservação foram positivamente afetados pela escassez de água e habilidades de conservação, e negativamente influenciados por crenças utilitárias.

Scare (2003) buscou identificar as causas da variação entre os ambientes institucionais em diversos países, bem como identificar a relação entre a escassez e a modificação na regulação do ambiente em estados brasileiros. O estudo apoiou-se na evolução do ambiente institucional, na definição de direitos de propriedade, na análise econômica dos direitos de propriedade e no modelo de oferta e demanda de direitos de propriedade. Concluiu-se que, apesar do processo de modificação do ambiente institucional não ocorrer de forma linear, à escassez tem significativa influência na velocidade de mudança do ambiente.

Fernandes Neto *et al.* (2004) mencionam que utilização de valores de *per capita* de água, em projetos de sistema de abastecimento de água, tabelados ou de cidades com características semelhantes é questionável, dada a covariação deste consumo com fatores de nível socioeconômico, industrialização, clima, porte, topografia, percentual de hidrometração, custo da tarifa, entre outros. Neste contexto, avaliaram-se diversas variáveis intervenientes no consumo *per capita* de água, para um universo amostral composto por 96 municípios de Minas Gerais. O estudo inferiu observações acerca da influência dos fatores considerados e delineou um modelo matemático para municípios com população de 50 a 100 mil habitantes.

Altunkaynak *et al.* (2005) mencionam que os gestores em sistema de abastecimento de água precisam tomar inúmeras decisões para atender a demanda, tais como aumento programação da capacidade de abastecimento, programação de manutenção e o planejamento de longo prazo.

Segundo os autores, a previsão da demanda de água é condição básica para que os sistemas de abastecimento de água sejam considerados confiáveis. Com o objetivo de contribuir com a confiabilidade do sistema de abastecimento de água da cidade de Istambul foi desenvolvida um modelo TS fuzzy para prever da demanda mensal de água. Os resultados indicaram que o modelo desenvolvido pode ser considerado como satisfatório. As conclusões referem-se à constatação de que a abordagem fuzzy apresenta algumas vantagens em relação aos métodos clássicos apresentando, em geral, melhores resultados e sem a existência das restrições das metodologias convencionais.

Keshavarzi *et al.* (2006) desenvolveram um estudo direcionado a determinação dos fatores intervenientes a demanda e ao consumo de água em áreas rurais. Como metodologia realizou-se a coleta dados junto a 653 famílias, a realização de análise de correlação entre os possíveis fatores intervenientes e a comparação com comportamentos de famílias de pequeno, médio e alto consumo de água. Os resultados indicaram como fatores intervenientes a área da residência e a idade do chefe da família.

Fullerton Jr. *et al.* (2007) desenvolveram estudos sobre as séries temporais do consumo de água para cidade Tijuana, região do semi-árido, México. O objetivo do trabalho foi analisar o consumo dinâmico mensal de água da cidade de Tijuana. No estudo foram consideradas as variáveis: consumo total de água da cidade; o número total de consumidores; o preço médio do m³ da água; índice pluviométrico; temperatura média do ar; índice de emprego; e, produção industrial da cidade. Os dados foram coletados em diversas instituições, entre elas: operadoras de serviços públicos; institutos de monitoramento demográfico e social; institutos de monitoramento de climático. Foram propostos e ajustados modelos teóricos de consumo de água por consumidor e para a cidade. Os resultados indicaram que o modelo e respectivos coeficientes foram significativos e que as ações derivadas dos modelos propostos devem ser desenvolvidas cuidadosamente.

Mui *et al.* (2007) realizaram um estudo na cidade de Hong Kong, o estudo fundamentou-se na observação do consumo de água e número de ocupantes em 60 apartamentos, e, a comparação destes resultados com o consumo médio da cidade de Hong Kong e do Reino Unido. Também se realizou a proposição de um modelo simples para previsão do consumo residencial de água,

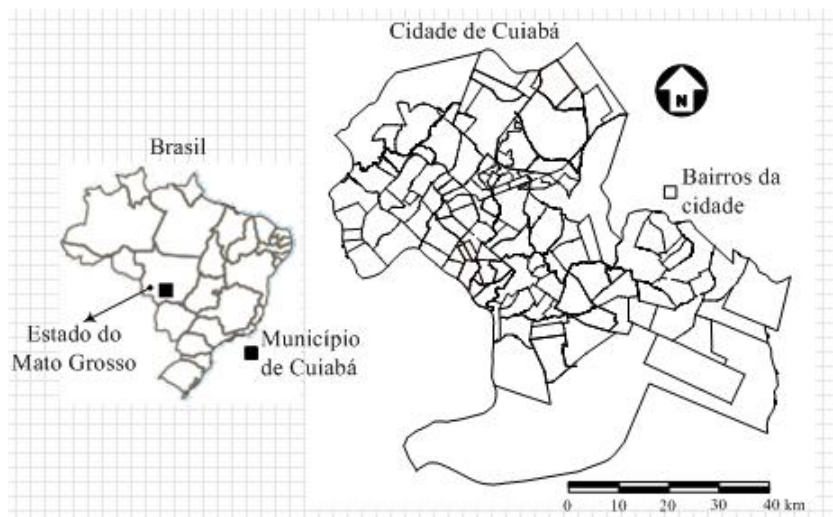


Figura 1. Localização da cidade de Cuiabá

usando a simulação de Monte Carlo. Os resultados indicaram que o modelo pode ser utilizado como referência ao consumo residencial de água e também para promoção dos edifícios sustentáveis.

Karlis *et al.* (2007) propuseram modelos heterocedásticos aditivos e multiplicativos para explicar dados de consumo de água e estimaram a *per capita* de água da cidade de Atenas, Grécia. Algumas características residências que podem influenciar no consumo de água foram inseridas nos modelos, com o objetivo de retirar o efeito das características individuais na modelagem. Os resultados mostram maior consumo de água para os homens, enquanto as residências somente com mulheres foram as que usam as menores quantidades de água. Foram construídas curvas por idade e por gênero, observaram-se diferenças entre os gêneros.

OBJETIVOS

Objetiva-se com este estudo determinar a correlação e a natureza da associação das variáveis climáticas sobre a quota *per capita* de água, bem como sua forma de comportamento frente a diferentes condições climáticas na cidade de Cuiabá, estado de Mato Grosso, Brasil. Buscou-se, especificamente: (i) coleta de uma série histórica de dados junto a instituições como o Instituto Nacional de Meteorologia (INMET), a Companhia de Saneamento da Capital (Sanecap) e o Instituto de Pesquisa e Desenvolvimento Urbano (IPDU) de Cuiabá; (ii) o tratamento dos dados; e (iii) análises estatísticas de correlação e da natureza de associação entre a variável quota *per*

capita e temperatura, umidade relativa e índice pluviométrico.

DESCRIÇÃO DA ÁREA DE ESTUDO

Encontram-se aqui, apresentado de forma breve, alguns aspectos físicos, ambientais, climáticos e demográficos, além de algumas características do sistema de saneamento ambiental da cidade de Cuiabá. As informações apresentadas foram obtidas a partir da consulta ao Instituto de Pesquisa e Desenvolvimento Urbano (www.cuiaba.mt.gov.br/orgaos/ipdu/index.jsp) e a Companhia de Saneamento da Capital (www.sanecap.com.br/TNX/index.php). Na Figura 1, tem-se apresentado a localização da cidade de Cuiabá.

Cuiabá, hoje é um dos principais pólos de desenvolvimento da Região Centro-Oeste do Brasil. O município possui área de 3.538,17km², correspondendo 254,57km² à macrozona urbana e 3.283,60km² à área rural. Localiza-se na mesoregião Norte-Matogrossense, nas coordenadas geográficas 15° 35' 56" de latitude sul (S) e 56° 06' 01" de longitude Oeste (W) de Greenwich (Gr). A cidade encontra-se numa região de rochas metamórficas de baixo grau, datadas do pré-cambriano, onde predominam filitos e mica-xistos. Este conjunto de rochas designa-se "Grupo Cuiabá". Na área urbana as altitudes variam de 146 a 250 metros. A cidade é opulenta em recursos hídricos: diversos rios, ribeirões e córregos formadores da bacia do rio Cuiabá banham-na. A cidade de Cuiabá encontra-se em uma região fitofisionômica característica do cerrado. Apesar da ocupação antrópica, ainda pode nela ser en-

contrada uma fauna residente e/ou que dela se utiliza apenas como refúgio temporário. O clima é essencialmente Tropical Continental, mas com algumas variantes típicas do lugar, apresentando dois períodos distintos: o chuvoso, com duração de oito meses, e o seco, com duração de quatro. No período chuvoso, principalmente nos primeiros meses, a temperatura é mais elevada. Nessa época do ano a pressão atmosférica, mantendo-se alta, permite suportar as temperaturas elevadas. A umidade do ar mantém-se alta. Assim, durante a época das chuvas, o clima é Tropical Continental Úmido. O período seco estende-se de junho a setembro, havendo alguns anos com períodos mais pronunciados. A umidade do ar em certos dias desce a uma percentagem mínima que varia de 18 % a 40 %. Essas características definem o clima como Tropical Continental Seco, durante esses meses. O censo demográfico do ano 2000 aponta uma população de 483.346 habitantes, registrando taxa de crescimento de 2,04 % a.a. e variação populacional de 20 % no período de 1991 a 2000, indicando uma desaceleração no ritmo de crescimento, porém com crescimento contínuo. Em 2006 essa população chegou a 569.350 habitantes com uma densidade populacional de 1,61hab.ha⁻¹. A população é dividida entre os 115 bairros da cidade, que abrigam diversas atividades econômicas dos setores primário, secundário e terciário. Observam-se, predominantemente, na área rural as atividades do setor primário, na área urbana as atividades do setor secundário e no setor industrial as atividades do setor secundário. As atividades econômicas preponderantes referem-se ao comércio, serviços e a construção civil.

Em relação aos serviços de saneamento am-

biental, atualmente apresenta os seguintes indicadores: para o sistema de abastecimento de água, cobertura da cidade 97 %, extensão de rede 2.120Km, adutora de água tratada 63,35Km, adutora de água bruta 23,87Km, total de ligações de água 133.383, total de economias 168.814, volume faturado 2.693.551m³.mês⁻¹, perda total 45-50 %, evasão de receita 17,65 %; para o sistema de coleta e tratamento de efluentes, esgoto coletado 38 %, esgoto tratado 29 %; para sistema de tratamento e destinação final de resíduos sólidos: 374 toneladas de resíduos sólidos domiciliares e comerciais, em média, são coletados diariamente, índice de cobertura de 84 %.

METODOLOGIA

Os dados foram obtidos por enumeração completa, considerando todos os bairros da cidade de Cuiabá e suas respectivas populações. A realização da investigação de todos os elementos da população a ser estudada tornou desnecessária a utilização de técnicas de amostragem. A definição das variáveis selecionadas para a realização deste trabalho considerou a existência de dois momentos climáticos e algumas das características naturais intervenientes citadas por von Sperling (1996), Oshima & Kosuda (1998), Protopapas *et al.* (2000), Zhou *et al.* (2000) e Falkenberg (2005), a saber: (i) a quota *per capita* de água; (ii) a temperatura do ar; (iii) a umidade relativa do ar; (iv) o índice pluviométrico.

As variáveis estudadas, sua codificação, unidades e fontes de dados estão apresentadas na Tabela 1. Os dados foram coletados considerando uma série histórica de 7 anos, no período de 2003 a 2009.

Variável	Codificação	Unidade	Fonte de dados
Nome do bairro	NB ⁽¹⁾	Adimensional	IPDU
Número de dias no mês	DM ⁽¹⁾	Adimensional	Adimensional
Mês estudado	ME ⁽¹⁾	Adimensional	Adimensional
Ano estudado	ANO ⁽¹⁾	Adimensional	Adimensional
Número de habitantes por bairro	HB ⁽¹⁾	Habitante	IPDU
Consumo de água por bairro	CB ⁽¹⁾	m ³ .bairro ⁻¹ .mês ⁻¹	Sanecap
Quota <i>per capita</i> de água (PA=CB.HB-1.DM-1.1000)	PA ⁽²⁾⁽³⁾	L.hab ⁻¹ .dia ⁻¹	IPDU e Sanecap
Temperatura média mensal do ar	TP ⁽¹⁾⁽³⁾	°C	INMET
Umidade relativa do ar, média mensal	UR ⁽¹⁾⁽³⁾	%	INMET
Índice pluviométrico por mês	IP ⁽¹⁾⁽³⁾	mm.mês ⁻¹	INMET

(1) variável primária; (2) variável secundária (valor da média mensal); (3) variável estudada

Tabela 1. Definição das variáveis estudadas

Os dados de HB foram obtidos a partir da consulta ao relatório disponibilizado pelo IPDU, que sintetizou informações sobre o censo demográfico realizado na cidade de Cuiabá. Os dados de CB foram obtidos a partir do somatório das leituras realizadas em todos os hidrômetros (medidor do consumo de água em imóveis abastecidos por ligação de água da rede de distribuição) de cada bairro, não sendo incluídas neste volume as perdas na rede de distribuição. Rech (1999) menciona que, entre o início do movimento e a mínima vazão lida, o hidrômetro não trabalha dentro dos erros aceitáveis, registrando consumo abaixo do consumo real. A esse consumo registrado abaixo do consumo real é dado o nome de volume de submedição. Galvão (2007) apresenta, em sua revisão bibliográfica, que esse volume de submedição pode variar de 6 a 17 % do volume medido. No caso, o volume de submedição foi considerado nulo, uma vez que se assumiu como hipótese que o erro ocasionado pelo volume de submedição é sistêmico e se propaga uniformemente por todas as observações, outro ponto se refere à indisponibilidade de dados locais sobre a submedição. Foram definidos como critérios para rejeição de observações a presença de elementos faltantes (falta de dados do CB) e de valores de PA pertencentes aos intervalos $li = [PA < 20]$ e $ls = [PA > 1000]$. Como justificativa à definição dos intervalos li e ls apresenta-se o fato de estes estarem em desacordo com a realidade brasileira, conforme resultados apresentados pelo IBGE (2000), SNIS (2005) e o ISA (2007).

A realização deste trabalho se propôs: (i) análise estatística descritiva (média, máximo, mínimo, desvio padrão, variância, coeficiente de variação); (ii) elaboração de gráficos box-plot; (iii) elaboração de diagramas de dispersão; (iv) elaboração de gráfico de série temporal; (v) análise de correlação; (vi) análise de regressão com diferentes modelos lineares, polinomiais, exponenciais de natureza logarítmica e aritmética; (vii) análise de trajetórias; e, (viii) análise fatorial exploratória.

Para realização da análise de correlação fez-se uso da análise de correlação de Pearson e a análise de correlação de Spearman. Em relação à busca da natureza de associação optou-se pela utilização da análise de regressão, concordando com os trabalhos desenvolvidos por Cochran & Cotton (1984) e Scare (2003). Para as hipóteses referentes à regressão linear da PA em função das variáveis climáticas (VC), tem-se H_0 : não há associação entre a PA e a VC, considerando o modelo linear, ou seja, a PA não é influenciada

linearmente pela VC; e, H_1 : há associação entre a PA e a VC, considerando o modelo linear, ou seja, a PA é influenciada linearmente pela VC. Adotou-se que diante de níveis de significância ($\text{sig.} \geq 0,01$ de probabilidade, aceitar-se-ia a hipótese nula (H_0), e em caso contrário, a hipótese alternativa (H_1) concordando com Scare (2003). Tais procedimentos tiveram a finalidade de avaliar as possíveis formas de associação da PA, afastando a inferência preditiva dos modelos.

Complementarmente as análises de regressão, descritas anteriormente, realizou-se a análise de trajetória, que se trata de uma extensão particular dos modelos de regressão linear múltipla (Maroco, 2003). Este procedimento concorda com o trabalho realizado por Corral-Verdugo *et al.* (2003). O objetivo desse tipo de análise é decompor a associação entre variáveis em diferentes efeitos, diretos e indiretos, como seria observado num conjunto de relações causais. Para tal assume-se a hipótese de uma relação causal entre as variáveis IP e UR (Eq.(1)), IP e TP (Eq.(2)) e IP , UR , TP e PA (Eq.(3)), concordando com Cochran & Cotton (1984), von Sperling (1996); Oshima & Kosuda (1998), Zhou *et al.* (2000), Zhou *et al.* (2002), Altunkaynak *et al.* (2005) e Fullerton Jr. *et al.* (2007). A Figura 2 ilustra a análise de trajetórias

$$UR = \alpha_1.IP + \varepsilon_1 \quad (1)$$

$$TP = \alpha_2.IP + \varepsilon_2 \quad (2)$$

$$PA = \alpha_3.UR + \alpha_4.IP + \alpha_5.TP + \varepsilon_3 \quad (3)$$

na qual: $\alpha_1, \dots, \alpha_5$ = estimadores de regressão padronizados; e, $\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_3$ = porção de variabilidade total, estimada por $(1 - R^2)$, e não explicado pelo modelo.

Para Figura 2 tem-se que: IP é dita variável exógena independente (somente apresenta setas a sair); UR e TP são variáveis ditas exógenas mediadoras (apresentam setas que chegam e saem); PA é dita variável endógena dependente (só apresenta setas em sua direção); $\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_3$ são variabilidades não explicadas. O sentido das setas nas linhas retas indica o sentido da relação entre as variáveis ($\alpha_1, \dots, \alpha_5$), enquanto que o segmento curvilíneo com duas setas na extremidade indica correlação entre as variáveis ($r_{UR \times IP}$, $r_{IP \times TP}$ e $r_{UR \times TP}$). Da mesma forma que na análise de regressão adotou-se que diante de níveis de significância ($\text{sig.} \geq 0,01$ de probabilidade, aceitar-se-ia a hipótese nula (H_0), e em caso contrário, a hipótese alternativa (H_1), concordando com Scare (2003).

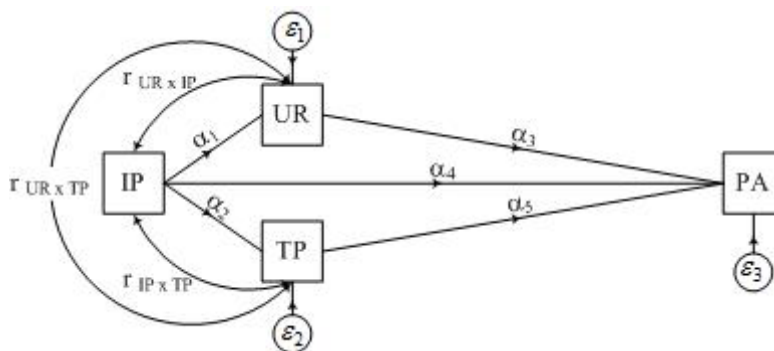


Figura 2. Diagrama de trajetórias representando modelo causal hipotético

A análise fatorial (AF) é uma técnica estatística multivariada de análise exploratória de dados, que objetiva descobrir e analisar a estrutura de um conjunto de variáveis interrelacionadas de modo a construir uma escala de medida para fatores intrínsecos que, de alguma forma, controla as variáveis originais (Maroco, 2003). Na construção da busca pela associação entre as variáveis climáticas e a *PA*, empregou-se a análise fatorial, técnica estatística também utilizada no desenvolvimento de estudos referentes à análise dos fatores influenciadores do consumo de água mineral, realizado por Pitaluga (2006). As etapas para aplicação dessa técnica foram: (i) a entrada de dados sob a forma Zx ; (ii) a extração de fatores; (iii) a rotação de fatores; e, (iv) as análises de estatísticas associadas. A entrada das variáveis sob a forma Zx se deu conforme transformações apresentadas na Eq.(4). Na extração de fatores iniciais, utilizou-se o método das componentes principais cujo objetivo era encontrar um conjunto de fatores que formem uma combinação linear das variáveis originais, conforme Eq.(5)

$$Zx = (xn - xm).(dp(x))^{-1} \quad (4)$$

$$Fi = \sum_{i=1}^n b_j.Zx_{ij} \quad (5)$$

na qual: Zx = padronização Z da variável estudada x ; xn = valor n da variável estudada x ; xm = média da variável estudada x ; $dp(x)$ = desvio padrão da variável estudada x ; Fi = a i -ésima combinação linear das variáveis Zx , denominada de componente principal; b_j = coeficientes de regressão; e, Zx_{ij} = variáveis observadas.

Na rotação dos fatores, empregou-se o método da rotação quartimax que consiste na busca de uma estrutura fatorial onde todas as variáveis possuam pesos elevados num fator (dito fator geral), e que cada variável possua pesos fatoriais

elevados num outro fator (dito fator comum) e pesos reduzidos nos outros fatores (Maroco, 2003). No tocante aos testes estatísticos associados foram adotados: a medida de adequação da amostragem Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) e o teste de esfericidade de Bartlett, conforme o realizado por Moraes e Abiko (2006) e Toledo e Nicoletta (2002). O teste de amostragem KMO, índice de adequabilidade da análise fatorial, cujo valor varia de entre 0 e 1, valores altos (entre 0,5 e 1,0), indicam que a análise fatorial é apropriada. No teste de esfericidade de Bartlett, adotou-se que diante de níveis de significância (sig.) $\geq 0,001$ de probabilidade se aceita a hipótese nula (H_0), e no caso contrário, a hipótese alternativa (H_1). Sendo que para H_0 : $z = I$, não há intercorrelacionamento significativo entre as variáveis *PA* e as variáveis climáticas; e, H_1 : $z \neq I$, o caso contrário, com $z =$ equação da análise fatorial, Eq.(6) (Maroco 2003)

$$z = \Lambda.f + \eta \quad (6)$$

na qual: Λ = matriz dos pesos fatoriais; f = componente aleatória comum a todas as variáveis medidas (fator); η = componente aleatória específica da variável $Z(x)$.

ANÁLISES DE RESULTADOS

O banco de dados bruto contou com 8.736 linhas e 4 colunas totalizando 34.944 registros, porém ao se realizar o tratamento dos dados o banco foi reduzido em cerca de 4,8%. Desta redução, 40 registros estão relacionados a elementos faltantes (0,1%), 948 à *PA* inferior ao l_1 (2,7%) e 693 à *PA* superior ao l_5 (2,0%). Obteve-se então um banco de dados validado com 8.316 linhas e 4 colunas, totalizando 33.264 registros. A Figura 3 apresenta parte do banco de dados bruto destacando as restrições do tratamento e registros válidos.

	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J
1	CÓD. BAIRRO ⁽¹⁾	DM ⁽¹⁾	ME ⁽¹⁾	ANO ⁽¹⁾	HB ⁽¹⁾	CB ⁽¹⁾	PA ⁽²⁾⁽³⁾	TP ⁽¹⁾⁽³⁾	UR ⁽¹⁾⁽³⁾	IP ⁽¹⁾⁽³⁾
2	NB13	30	6	2003	6904	337	2	24,2	72,0	1,1
3	NB5	31	5	2008	2592	NULL	NULL	23,7	74,2	53,2
4	NB71	31	1	2004	1507	81141	1737	27,2	83,0	174,9
5	NB11	31	12	2009	1613	20496	410	27,5	78,0	115,6

Figura 3. Parte do banco de dados brutos: ⁽¹⁾ variável primária; ⁽²⁾ variável secundária; ⁽³⁾ variável estudada; célula G2 (valor de *PA* inferior a li); célula F3 e G3 (elemento faltante), célula G4 (valor de *PA* superior a ls), células G5:J5 (registros válidos)

Variável	Mínimo	Máximo	Média	Desvio padrão	Variância	CV
TP	18,10	28,40	25,83	2,16	4,66	0,08
UR	51,18	96,00	72,87	10,40	108,21	0,14
IP	0,00	344,20	101,46	85,47	7305,44	0,84
PA	26,41	936,76	170,54	118,44	14028,97	0,69

N 8.316; CV coeficiente de variação

Tabela 2. Análise estatística descritiva das variáveis estudadas

A análise descritiva é apresentada na Tabela 2. Observou-se valor médio de *PA* de 170L.hab⁻¹.dia⁻¹, próximo as médias nacionais apresentadas pelo SNIS (2005) e ISA (2007), e ao valor apresentado para Cuiabá pelo ISA (2007), 143, 150 e 147L.hab⁻¹.dia⁻¹, respectivamente. A *TP* apresentou-se como a variável de menor CV (8%) enquanto que o *IP* o maior valor de CV (84%) com valores mensais alternando entre 0 a 344mm.mês⁻¹. Essas observações são indicativas da existência de diferentes momentos climáticos com pequena variação de temperatura, o que concorda com as informações apresentadas por Cuiabá (2007).

Na Figura 4 tem-se apresentado gráficos tipo box-plot das variáveis de *TP* (a), *UR* (b), *IP* (c) e *PA* (d), que expressaram suas respectivas variabilidades. Os gráficos box-plot correspondentes à *TP* e *IP*, Figuras 4a e 4c, respectivamente, têm uma resposta assimétrica à esquerda e duas observantes discrepantes na variável *TP*. Ao mesmo tempo, verificou-se na *UR*, Figura 4b, distribuição aproximadamente simétrica dos dados. A *PA*, Figura 4d, indicou assimetria à direita com presença de vários valores extremos, o que implicaria a possibilidade da existência de erros nos valores observados e em dificuldades na realização de análises que pressuponham distribuição normal. Na Figura 5 tem-se apresentada a matriz de diagramas de dispersão referentes ao conjunto de dados da *PA* e as variáveis climá-

cas.

Usualmente supõe-se uma relação entre a *PA* e as variáveis *TP*, *UR* e *IP*, sendo por isso construído diagramas dispersão. Como resultado observou-se a ausência de correlação entre a variável *PA* com as variáveis climáticas. Outra forma de interpretação dos resultados é a observação do fato de que, à medida que se caminha para o aumento nos valores da variável *x* (*TP*, *UR*, *IP*), não se apresenta nenhuma tendência particular de comportamento da variável *y* (*PA*), não se observando correlação entre as variáveis.

O gráfico de séries temporais relativas ao período de 7 anos (2003 a 2009) é apresentado na Figura 6. Na análise do gráfico de série temporal observou-se que as variáveis climáticas apresentaram tendência similar e que a *PA* pouco variou ao longo dos anos. Além disso, observou-se a presença da sazonalidade e a redução concomitante nos valores de *TP*, *UR* e *IP*, em concordância com o apresentado por Cuiabá (2007). Os resultados não diferiram dos apresentados pelos diagramas de dispersão.

Na Tabela 3 tem-se apresentada a matriz dos coeficientes de correlação entre as variáveis analisadas. Segundo Martins (2002): "o coeficiente de correlação (*r*) é uma medida do grau de associação linear, na prática se $r > 0,70$ ou $r < -0,70$, e número de observações ≥ 30 , diz-se que há uma forte correlação linear".

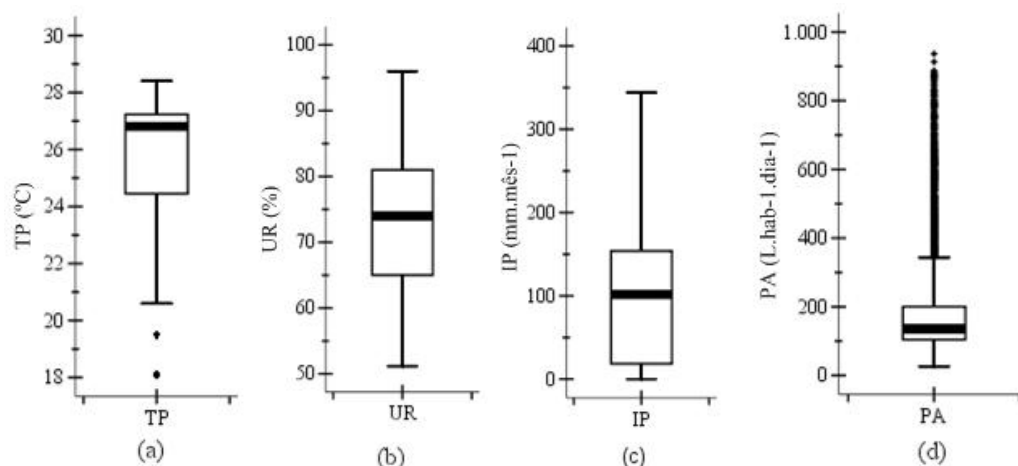


Figura 4: Representações gráficas tipo box-plot: (a) *TP*; (b) *UR*; (c) *IP* e, (d) *PA*

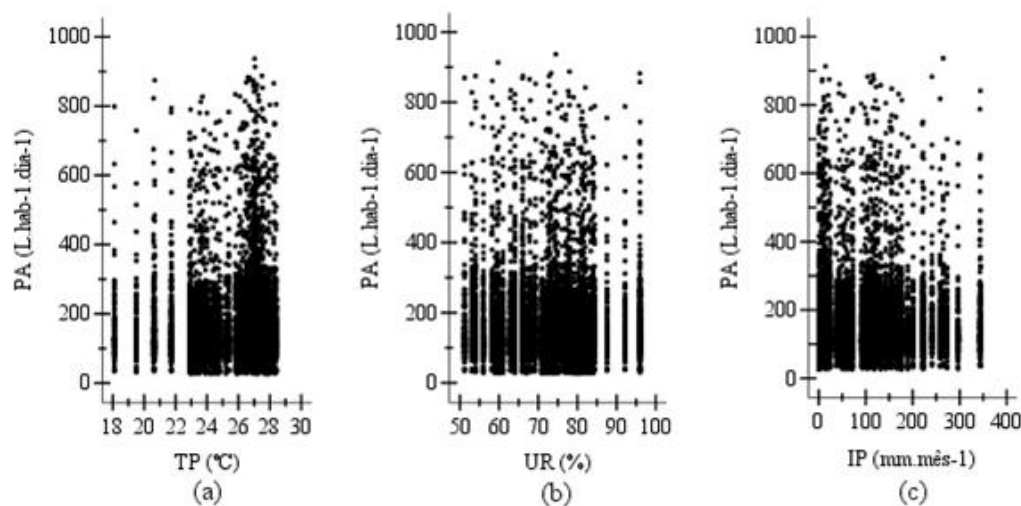


Figura 5: Diagramas de dispersão: (a) *PA* versus *TP*; (b) *PA* versus *UR* e (c) *PA* versus *IP*

Variável	TP	UR	IP	PA
TP	1,000	0,317(P)**	0,531(P)**	0,006(P)
UR	0,292(S)**	1,000	0,670(P)**	-0,024(P)*
IP	0,565(S)**	0,678(S)**	1,000	-0,001(P)
PA	0,004(S)	-0,028(S)*	0,003(P)	1,000

(P) Pearson; (S) Spearman; *correlação significativa ao nível de 0,05;

**correlação significativa ao nível de 0,01

Tabela 3. Coeficientes de correlação linear

Os coeficientes de correlação (Pearson e Spearman) apontaram a existência de uma fraca correlação da variável *PA* com as variáveis climáticas. Dentre os resultados observados destaca-se o coeficiente de correlação entre *PA* e *UR* (-0,024(P) e -0,028(S)), como sendo o menor valor, indicando que, à medida que se tem um incremento da *UR*, há uma redução no *PA*. Todavia, trata-se de uma fraca correlação, não sendo possível a inferência de dependência entre

as variáveis. De qualquer forma, os coeficientes obtidos na Tabela 3 estão em conformidade com os resultados obtidos anteriormente nas Figuras 5 e 6 em que, a partir da análise gráfica, notou-se relações entre as variáveis climáticas. Os resultados das técnicas de regressão com os diferentes modelos e respectivos testes de significância estatística estão apresentados nas Tabelas 4, 5 e 6.

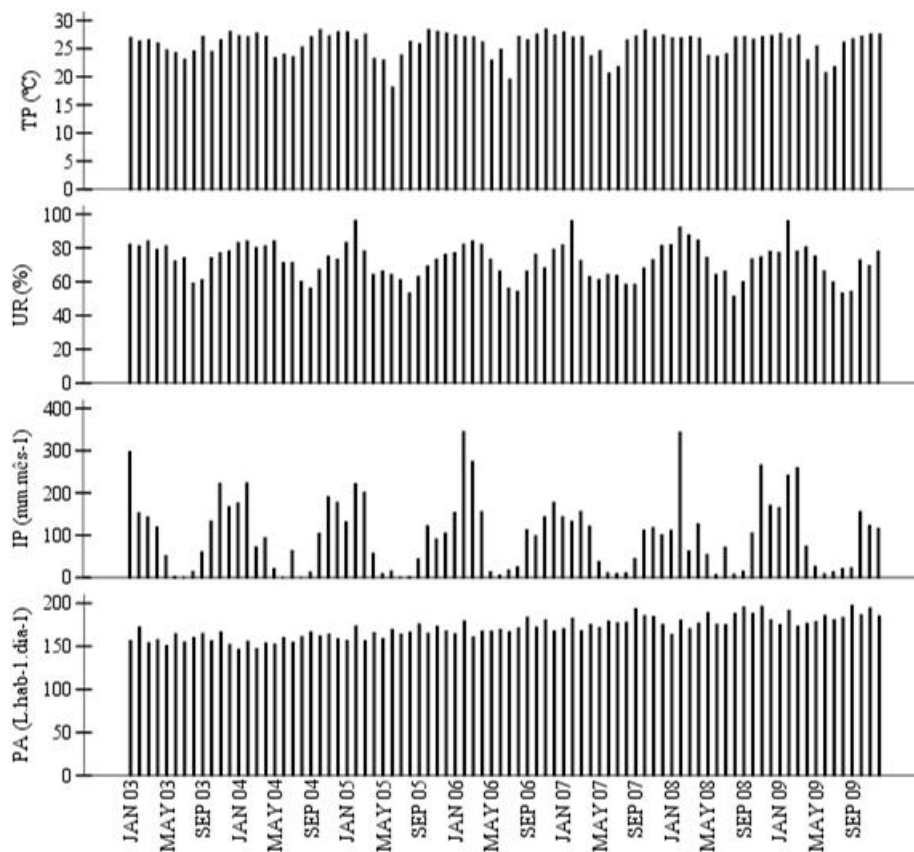


Figura 6. Série temporal: média mensal dos valores de TP , UR , IP e PA

Modelo	Coeficiente	Resumo do modelo				
		p	R^2	gl1	gl2	F
Linear ($PA = \beta_0 + \beta_1 \cdot TP$)	β_0 (162,229)	0,000	0,000	1	8314	0,593
	β_1 (0,322)	0,593				
Logarítmico ($PA = \beta_0 + \beta_1 \cdot \text{Log}(TP)$)	β_0 (147,398)	0,000	0,000	1	8314	0,623
	β_1 (7,125)	0,623				
Quadrático ($PA = \beta_0 + \beta_1 \cdot TP + \beta_2 \cdot TP^2$)	β_0 (248,246)	0,056	0,000	2	8313	0,694
	β_1 (-6,821)	0,524				
	β_2 (0,147)	0,504				
Cúbico ($PA = \beta_0 + \beta_1 \cdot TP + \beta_2 \cdot TP^3$)	β_0 (219,183)	0,015	0,000	2	8313	0,706
	β_1 (-3,230)	0,563				
	β_2 (0,002)	0,522				
Exponencial ($PA = \beta_0 + \beta_1 \cdot 10 \cdot TP$)	β_0 (138,972)	0,000	0,000	1	4606	0,623
	β_1 (0,001)	0,623				

Tabela 4. Resumo dos modelos testados, variável dependente PA e variável independente TP

Na qual: Beta (β_0, \dots, β_2) = estimadores de regressão; R^2 = o coeficiente de determinação; gl1 = o grau de liberdade devido à regressão; gl2 = o grau de liberdade do resíduo; F = o nível de significância da regressão (estatística F); e p = nível de significância dos estimadores (estatística t).

Os níveis de significância estatística obtidos para TP, UR e IP permitem a aceitação da hipótese H_0 , ou seja, não há relação entre os modelos propostos e o comportamento da variável PA. Observa-se que os valores de coeficientes de determinação (R^2) foram próximos de zero, o que reforça a aceitação da hipótese H_0 . Na Fi-

gura 7 encontra-se apresentado os resultados da análise de trajetórias. Os resultados indicaram uma associação de causa-e-efeito, significativa

(nível de 0,01), entre as variáveis UR e PA, confirmando parcialmente a hipótese inicial.

Modelo	Coeficiente	Resumo do modelo				
		p	R ²	gl1	gl2	F
Linear (PA= $\beta_0 + \beta_1 \cdot UR$)	β_0 (190,125) β_1 (-0,271)	0,000 0,030	0,001	1	8314	0,030
Logarítmico (PA= $\beta_0 + \beta_1 \cdot \text{Log}(UR)$)	β_0 (258,511) β_1 (-20,595)	0,000 0,020	0,001	1	8314	0,020
Quadrático (PA= $\beta_0 + \beta_1 \cdot UR + \beta_2 \cdot UR^2$)	β_0 (299,419) β_1 (-3,353) β_2 (0,021)	0,000 0,018 0,029	0,001	2	8313	0,009
Cúbico (PA= $\beta_0 + \beta_1 \cdot UR + \beta_2 \cdot UR^3$)	β_0 (266,119) β_1 (-1,880) β_2 (0,000)	0,000 0,008 0,022	0,001	2	8313	0,007
Exponencial (PA= $\beta_0 + \beta_1 \cdot 10 UR$)	β_0 (157,761) β_1 (-0,001)	0,000 0,033	0,001	1	8314	0,033

Tabela 5. Resumo dos modelos testados, variável dependente PA e variável independente UR

Modelo	Coeficiente	Resumo do modelo				
		p	R ²	gl1	gl2	F
Linear (PA= $\beta_0 + \beta_1 \cdot IP$)	β_0 (170,683) β_1 (-0,001)	0,000 0,926	0,000	1	8314	0,926
Logarítmico (PA= $\beta_0 + \beta_1 \cdot \text{Log}(IP)$)*						
Quadrático (PA= $\beta_0 + \beta_1 \cdot IP + \beta_2 \cdot IP^2$)	β_0 (171,762) β_1 (-0,031) β_2 (0,000)	0,000 0,457 0,447	0,000	2	8313	0,746
Cúbico (PA= $\beta_0 + \beta_1 \cdot IP + \beta_2 \cdot IP^3$)	β_0 (170,037) β_1 (0,078) β_2 (0,000)	0,000 0,429 0,220	0,001	2	8313	0,554
Exponencial (PA= $\beta_0 + \beta_1 \cdot 10 IP$)	β_0 (143,920) β_1 (0,000)	0,000 0,878	0,000	1	8314	0,878

* variável independente (IP) contém valores nulos, não pode ser calculado o modelo logarítmico

Tabela 6. Resumo dos modelos testados, variável dependente PA e variável independente IP

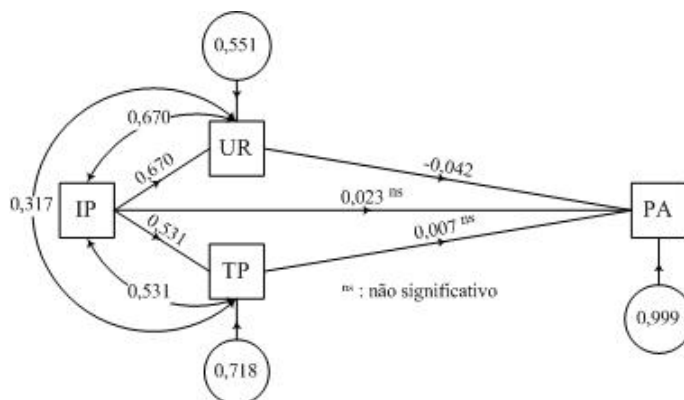


Figura 7. Diagrama de trajetórias com resultados do modelo causal hipotético

Teste KMO (Kaiser-Meyer-Olkin)		Teste de esfericidade de Bartlett	
Medida de adequação da amostragem	0,581	Aproxim. qui-quadrado	7752,937
		Graus de liberdade	6
		sig.	0,000

Tabela 7. Teste KMO e Bartlett's para amostragem

Fator	Autovalor inicial			Extração da carga fatorial			Carga fatorial após rotação		
	Total	% de variância	% da variância acumulada	Total	% de variância	% da variância acumulada	Total	% de variância	% da variância acumulada
1	2,026	50,648	50,648	2,026	50,648	50,648	2,026	50,643	50,643
2	1,001	25,030	75,677	1,001	25,030	75,677	1,001	25,035	75,677
3	0,693	17,323	93,000						
4	0,280	7,000	100,000						

Tabela 8. Variância total explicada para 4 fatores

Variáveis	Matriz de carga fatorial		Comunalidade estimada
	Fator 1 (f1)	Fator 2 (f2)	
ZTP	0,725	0,040	0,997
ZUR	0,819	-0,049	0,528
ZIP	0,911	-0,001	0,673
ZPA	-0,002	0,999	0,829

Tabela 9. Matriz das cargas fatoriais e comunalidade das variáveis em estudo

Segundo Maroco (2003) a não rejeição do modelo causal hipotético não implica necessariamente em casualidade verdadeira e sim a existência de uma correlação entre as variáveis. Observou-se ainda uma alta variabilidade não explicada pelo modelo causal hipotético ($\varepsilon = 0,999$), o que torna o modelo extremamente frágil sob o ponto de vista inferencial. De forma resumida pode-se mencionar que a análise de trajetórias indicou uma fraca correlação entre as variáveis UR e PA, concordando com resultados anteriores.

Em relação aos procedimentos de análise fatorial, para se testar a correlação entre as variáveis foi utilizado o teste KMO e teste Bartlett, Tabela 7.

O valor obtido da medida de adequação da amostragem, teste KMO, indicou que a análise fatorial é apropriada. Os níveis de significância estatística obtidos pelo teste Bartlett permite a aceitação da hipótese H_1 , ou seja, há intercorre-

lacionamento significativo entre as variáveis PA e as variáveis climáticas. A extração de fatores iniciais e a rotação destes fatores estão apresentadas na Tabela 8. Pelo critério de Kaiser, retenção dos fatores com valores próprios superiores a 1, foram retidos dois fatores que são confirmados pelo scree-plot apresentado na Figura 8a, o que explica 76% da variabilidade total do fenômeno estudado.

Os resultados das estimativas das cargas fatoriais e das comunalidades encontram-se na Tabela 9. Segundo Hair *et al.* (2005), as comunalidades são índices atribuídos às variáveis originais que expressam, em termos percentuais, o quanto a variabilidade de cada variável é explicada pelo modelo de análise fatorial estimado. Da observação destas, vê-se que 82,9% da variância da variável PA é explicada pelos fatores 1 e 2, enquanto 99,7%, 52,8% e 67,3% das variâncias das variáveis TP, UR e IP são explicadas pelos mesmos fatores.

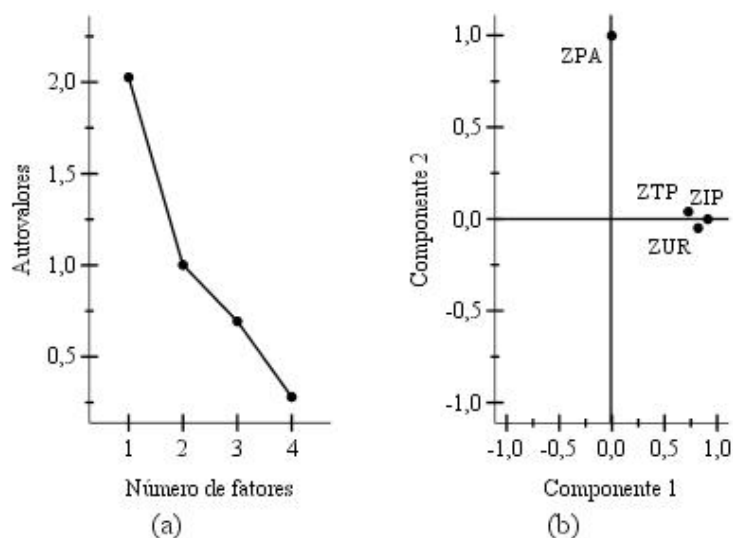


Figura 8: Representação gráfica: (a) scree-plot (autovalores versus número de fatores por ordem de extração) e (b) cargas fatoriais (cargas fator 1 versus cargas fator 2)

Outra observação refere-se ao fato de os maiores valores de carga fatorial 1 se reportarem às variáveis climáticas, ao mesmo passo que maiores valores de carga fatorial 2 reportaram à PA, que por sua vez discrimina a variância comum das variáveis como dependente de uma capacidade latente de consumo (CO) que é ortogonal à capacidade latente climática (CL). Graficamente esta solução é representada pela Figura 8b, onde o fator 1 é claramente definido pelas variáveis climáticas, enquanto o fator 2 é claramente definido pela variável PA cujo modelo fatorial é representado pelas Eqs.(7), (8), (9) e (10) apresentadas abaixo:

$$ZTP = 0,725.CL + 0,040.CO + \eta_{ZTP} \quad (7)$$

$$ZUR = 0,819.CL - 0,049.CO + \eta_{ZUR} \quad (8)$$

$$ZIP = 0,911.CL - 0,001.CO + \eta_{ZIP} \quad (9)$$

$$ZPA = -0,002.CL + 0,999.CO + \eta_{ZPA} \quad (10)$$

na qual: CL = fator latente climática; CO = fator latente de consumo; η_{ZTP} , η_{ZUR} , η_{ZIP} , η_{ZPA} = componentes aleatórias específicas das variáveis ZTP , ZUR , ZIP e ZPA , respectivamente.

Dessa forma, pode-se verificar fraca contribuição do fator CL à explicação da ZPA , uma vez que se observou nítida discriminação entre as variáveis de consumo e de clima, e um valor da contribuição do fator CL negativo e próximo à nulidade, conforme Eq.(9). A inexistência de correlação entre as variáveis originais e à intercorrelação quase nula entre as variáveis, não significa que estas correlações não existam, mas

que não foram encontradas pelos métodos empregados.

CONCLUSÕES

Observaram-se correlações insignificantes entre as variáveis originais, não sendo possível a determinação da natureza de associação entre as variáveis *per capita* de água e as de temperatura, umidade relativa e índice pluviométrico. Notou-se ainda o intercorrelacionamento entre as variáveis, o que permitiu inferir a existência de fatores intrínsecos que de alguma forma, influenciam as variáveis originais, neste caso, de forma relativamente fraca. Acredita-se que uma possível explicação seja a existência de uma especificidade climática regional. Outra explicação seria o fato de o banco de dados se referir às observações de médias mensais e não às médias diárias, o que provavelmente teria absorvido a variabilidade nos valores de *per capita* de água, uma vez que as médias tendem a amortecer valores discrepantes.

Acredita-se, também, na existência de uma demanda reprimida permanente causada pela intermitência nos serviços de abastecimento e perdas no sistema distribuição de água, que no caso de Cuiabá, atingem 45-65% segundo Sanecap (www.sanecap.com.br/TNX/index.php) e ISA (2007). Esta demanda reprimida poderia impedir o aumento do consumo nos períodos de maior temperatura/menor umidade relativa do ar.

LISTA DE SÍMBOLOS

CB: consumo de água por bairro ($\text{m}^3 \cdot \text{bairro}^{-1} \cdot \text{mês}^{-1}$)
HB: número de habitantes por bairro (Habitan-
te)
PA: quota *per capita* de água ($\text{L} \cdot \text{hab}^{-1} \cdot \text{dia}^{-1}$)
TP: temperatura média mensal do ar ($^{\circ}\text{C}$)
UR: umidade relativa do ar, média mensal (%)
IP: índice pluviométrico por mês ($\text{mm} \cdot \text{mês}^{-1}$)
DM: número de dias no mês
li: intervalo inferior *per capita* de água ($\text{L} \cdot \text{hab}^{-1} \cdot \text{dia}^{-1}$)
ls: intervalo superior *per capita* de água ($\text{L} \cdot \text{hab}^{-1} \cdot \text{dia}^{-1}$)
Z: transformação normal padronizada
Zx: padronização *Z* da variável estudada
xn: valor *n* da variável estudada
xm: média da variável estudada
dp(x): desvio padrão da variável estudada
sig.: níveis de significância
H₀: hipótese nula
H₁: hipótese alternativa
AF: análise fatorial
Fi: *i*-ésima combinação linear das variáveis *Z(x)*,
denominada de componente principal
bj: coeficientes de regressão
Z(x)_{ij}: variáveis observadas
 Λ : matriz dos pesos fatoriais
f: componente aleatória comum a todas as va-
riáveis medidas (fator)
 η : componente aleatória específica da variável
Z(x)
ZPA: padronização *Z* da variável *PA*
ZTP: padronização *Z* da variável *TP*
ZUR: padronização *Z* da variável *UR*
ZIP: padronização *Z* da variável *IP*
r: coeficiente de correlação
 β_0, \dots, β_2 : estimadores de regressão
*R*²: coeficiente de determinação
gl1: grau de liberdade da devido à regressão
gl2: grau de liberdade do resíduo
F: nível de significância da regressão (estatística
F)
p: nível de significância dos estimadores (es-
tatística *t*)
 $\alpha_1, \dots, \alpha_5$: estimadores de regressão padroni-
zados
 $\epsilon_1, \dots, \epsilon_3$: porção de variabilidade total não ex-
plicado pelo modelo
f1: carga fatorial fator 1
f2: carga fatorial fator 2
CO: fator latente de consumo
CL: fator latente climática
 η_{ZTP} : componente aleatória específicas da va-
riável *ZTP*

η_{ZUR} : componente aleatória específicas da va-
riável *ZUR*
 η_{ZIP} : componente aleatória específicas da va-
riável *ZIP*
 η_{ZPA} : componente aleatória específicas da va-
riável *ZPA*

REFERÊNCIAS

- Altunkaynak, A., Ozger, M. e Çakmakci, M., (2005). Water consumption prediction of Istanbul City by using fuzzy logic ap-
proach. *Water Resources Management*, 19, 641–654.
- Bussab, W.O. e Morettin, P.A., (2006). Es-
tatística básica. 5a edição. Saraiva, São
Paulo, 526 pp.
- Capacity Building for Integrated Water Resour-
ces Management (Cap-Net); Global Wa-
ter Partnership (GWP), (2005). Planeja-
mento para a gestão integrada de recur-
sos hídricos: manual de capacitação e guia
operacional. Agência Canadense de De-
senvolvimento Internacional (CIDA), Re-
cursos Hídricos Africanos (PAWD), 100
pp.
- Carreira-Fernandez, J. e Garrido, R.J., (2002).
Economia dos recursos hídricos. Edufba,
Salvador, 457 pp.
- Cochran, R. e Cotton, A., (1984). Muni-
cipal water demand study Oklahoma and
Tulsa Oklahoma. *Water Resources Board*,
Oklahoma, 1–19.
- Corral-Verdugo, V., Bechtel, R.B. e Fraijo-
Sing, B., (2003). Environmental beliefs
and water conservation: An empirical
study. *Journal of Environmental Psycho-*
logy, 23, 247–257.
- Falkenberg, A.V., (2005). Previsão de consu-
mo urbano de água em curto prazo. Dis-
sertação de mestrado. Universidade Fede-
ral do Paraná/Pós-Graduação em Méto-
dos Numéricos em Engenharia, Curitiba,
Brasil.
- Fernandes Neto, M.L., Naghettini, M. e Von
Sperling, M., (2004). Avaliação da re-
levância dos parâmetros intervenientes no
consumo per capita de água para os mu-
nicípios de Minas Gerais. *Engenharia San-
itária e Ambiental*, 9 (2), 100–107.
- Fullerton-Jr., T.M., Tinajero, R. e Cota,
J.E.M., (2007). *An Empirical Analysis*

- of Tijuana Water Consumption. *Atlantic Economic Journal*, 35, 357–369.
- Galvão, J.R.B., (2007). Avaliação da relação pressão x consumo, em áreas controladas por válvulas redutoras de pressão (VRPs) estudo de caso: rede de distribuição de água da região metropolitana de São Paulo. Dissertação de Mestrado. Universidade de São Paulo/Pós-Graduação em Engenharia Civil da Escola Politécnica, São Paulo, Brasil.
- Hair, J.F. Jr., Anderson, R.E., Tatham, R.L. e Black, W.C., (2005). *Análise multivariada de dados*. 5a edição, Bookman, São Paulo.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE), (2000). *Atlas de saneamento*. IBGE. Brasília. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/atlas_saneamento/pdfs/mappag31.pdf> Acesso em: 25 mai, 2010.
- INSTITUTO SOCIOAMBIENTAL (ISA), (2007). *Abastecimento de água e esgotamento sanitário nas capitais brasileiras, em 2004*. ISA, São Paulo, 23 pp.
- Karlis, D., Vasdekis, V.G.S. e Banti, M., (2007). Heteroscedastic semiparametric models for domestic water consumption aggregated data. *Environmental and Ecological Statistics*.
- Keshavarzia, A.R., Sharifzadehb, M., Haghig-hia, A.A.K., Amina, S., Keshtkara, S. e Bamdada, A., (2006). Rural domestic water consumption behavior: A case study in Ramjerd area, Fars province, I.R. Iran. *Water Research*, 40, 1173–1178.
- León, C., Martín, S., Elena, J.M. e Luque, J., (2000). EXPLORE - Hybrid expert system for water networks management. *Journal of Water Resources Planning and Management*, 126 (2), 65–74.
- Mahabir, C., Hicks, F.E. e Fayek, A.R., (2003). Application of fuzzy logic to forecast runoff. *Hydrological Process*, 17, 3749–3762.
- Maroco, J., (2003). *Análise estatística com utilização do SPSS*. 2a edição. Edições Silabo, Lisboa, 508 pp.
- Martins, G.A., (2002). *Estatística geral e aplicada*. 2a edição, Atlas, São Paulo, 415 pp.
- Miranda, E.C. e Koide, S., (2003). *Indicadores de perdas de água: o que, de fa-*to, eles indicam. In: Congresso Brasileiro de Engenharia Sanitária e Ambiental, 22, 2003, Joinville. Anais... Joinville: Associação Brasileira de Engenharia Sanitária e Ambiental, 1–8.
- Matos, J.C.C.T. e Bernardes, R.S., (2007). Proposição de método para determinação de cotas per capita mínimas de água para consumo humano. In: Congresso Brasileiro de Engenharia Sanitária e Ambiental, 24, 2007, Belo Horizonte, Anais... Belo Horizonte: Associação Brasileira de Engenharia Sanitária e Ambiental, 1–7.
- Moraes, O.B. e Abiko, A.K., (2006). Utilização da análise fatorial para a identificação de estruturas de interdependência de variáveis em estudos de avaliação pós-ocupação. In: Encontro Nacional de Tecnologia no Ambiente Construído, 11, 2006, Florianópolis, Anais... Florianópolis: Associação Nacional de Tecnologia no Ambiente Construído, 1233–1242.
- Mui, K.W., Wong, L.T. e Law, L.Y., (2007). Domestic water consumption benchmark development for Hong Kong. *Building Serv Eng Res Technol*, 28 (4), 329–335.
- Ocerin, J.M. C., Torre, G.M.V. e Palomares, R.D., (2001). Predicción del consumo de agua en Córdoba. *Ingeniería del Agua*, Vol. 8 (3), 305–318.
- Oshima, N. e Kosuda, T., (1988). Distribution reservoir control with demand prediction using deterministic-chaos method. *Water Science and Technology*, 37, 389–395.
- Pitaluga, C.M., (2006). *Análise dos fatores que influenciam o consumo de água mineral*. Dissertação de mestrado. Universidade Federal do Mato Grosso do Sul/Pós-Graduação Multiinstitucional em Agromercado, Campo Grande, Brasil.
- PREFEITURA MUNICIPAL DE CUIABÁ (CUIABÁ), (2007). *Perfil Socioeconômico de Cuiabá*. Instituto de Pesquisa e Desenvolvimento Urbano de Cuiabá (IPDU), 477 pp.
- Protopapas, A.L., Katchamart, S. e Platonova, A., (2000). Weather effects on daily water use in New York city. *Journal of Hydrologic Engineering*, ASCE, 5 (3), 332–338.
- Rech, A.L., (1999). *Água, micromedicação e perdas*. segunda edição. Scortecci Editora, Porto Alegre, 189 pp.

- Scare, R.F., (2003). Escassez de água e mudança institucional: análise de regulação de recursos hídricos no Brasil. Dissertação de Mestrado. Universidade de São Paulo/Pós-Graduação em Administração, São Paulo, Brasil.
- Setti, A.A., Lima, J.E.F.W., Chaves, A.G.M. e Pereira, I.C., (2001). Introdução ao gerenciamento de recursos hídricos. Agência Nacional de Energia Elétrica, Agência Nacional de Águas, Brasília 327 pp.
- Silva, R.T., Porto e M.F.A., (2003). Gestão urbana e gestão das águas: caminhos da integração. Estudos Avançados, 17 (47), 129–145.
- SISTEMA NACIONAL DE INFORMAÇÕES SOBRE SANEAMENTO (SNIS), (2005). Diagnóstico dos serviços de água e esgotos, em 2004. MCIDADES, SNSA, Brasília, 434 pp.
- Toledo, L.G. e Nicolella, G., (2002). Índice de qualidade de água em microbacia sob uso agrícola e urbano. Scientia Agrícola, 59 (1), 181–186.
- Von SPERLING, M., (1996). Princípio de tratamento biológico de águas residuárias. 2a edição, DESA-UFMG, Belo Horizonte, 243 pp.
- Yassuda, E.R., Oliveira, W.E., Gaglianone, S., Nogami, P.S., Pereira, B. E.B. e Martins, J.A., (1976). Técnica de abastecimento e tratamento de água. Vol. 1, 2a edição, CETESB, São Paulo.
- Zhou, S.L., McMahon, T.A., Walton, A. e Lewis, J., (2000). Forecasting daily urban demand: a case study of Melbourne. Journal of Hydrology, Elsevier, 236, 153–164.
- Zhou, S.L., McMahon, T.A., Walton, A. e Lewis, J., (2002). Forecasting operational demand for an urban water supply zone. Journal of Hydrology, Elsevier, 259, 189–202.