

CONDIÇÕES DO SOLO SOB APLICAÇÃO DE EFLUENTES DA BOVINOCULTURA LEITEIRA COMO FONTE DE IRRIGAÇÃO.

SOIL CONDICTIONS WITH APPLICATION OF DAIRY CATTLE EFFLUENT BY IRRIGATION.

LUIS F. POLESÍ¹
EDILAINE R. PEREIRA²
IRAN J. O. SILVA³
AFRÂNIO M. C. VIEIRA⁴

RESUMO

A degradação do meio ambiente é preocupante, dado a importância dos recursos naturais para a vida no planeta. Com o crescente aumento do confinamento dos bovinos de leite esse problema tem aumentado devido a grande produção de efluente. Assim, o presente trabalho teve como objetivo avaliar a contaminação do solo com irrigação de água residuária da bovinocultura leiteira. Aplicou-se a água residuária em vasos apenas com solo, dentro de ambiente protegido, sendo usado mais dois tratamentos, um com água residuária sem partículas sólidas, e outro sem partículas sólidas mais adubo superfosfato simples, além da testemunha. Os principais resultados encontrados foram: (1) a água residuária apresentou elevados teores de Cu e Fe, em relação a limites estabelecidos por órgãos nacionais e internacionais; (2) o solo mostrou níveis normais de macro e micronutrientes, não apresentando contaminação por metais pesados. Assim, concluiu-se que a utilização da água residuária da bovinocultura leiteira para irrigação, não causou contaminação do solo.

Palavras-chaves: Contaminação do Solo, Efluente bovino, Irrigação.

¹Agrônomo - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", ESALQ/USP, Piracicaba-SP. Email: lfpolesi@esalq.usp.br

² Dra. Edilaine Regina Pereira - Faculdade de Engenharia Agrícola, UNICAMP, Campinas-SP, Email: edilaine.pereira@feagri.unicamp.br

³ Prof. Doutor - Depto. de Engenharia Rural, ESALQ/USP, Piracicaba - SP, Email: ijosilva@esalq.usp.br

⁴ Prof. Adjunto - Depto. de Estatística - Universidade de Brasília.

ABSTRACT

The degradation of the environment is preoccupying, due to the importance of the natural resources for the planet life. With the increasing of the confinement of the dairy cattle this problem has increased due to the great production of effluent. Thus, the present work had as objective to evaluate the contamination of the soil with the irrigation of the wastewater of dairy cattle. It was applied wastewater in vases just soil, inside protected environment, being used more two treatments, one with wastewater without solid particles, and another one without solid particles and with seasoning simple superphosphate, beyond the witness. The main joined results had been: (1) the wastewater presented high texts of Cu and Fe, in relation the limits established for national and international agencies; (2) the soil showed to normal levels of macro and micronutrients, it isn't showing contamination for heavy metals. Thus, one concludes that the wastewater of the dairy cattle can be used in irrigation without contamination of the soil.

Keywords: Soil contamination, Effluent Bovine, Irrigation.

INTRODUÇÃO

De acordo com LARANJA (1998) o atraso histórico e a urgente necessidade do setor fazer-se competitivo, sob pressão da abertura do mercado e da globalização da economia, são dois fatores que explicam as aceleradas transformações por que passam ultimamente a produção, o processamento e a distribuição do leite.

Em 2004 o Brasil exportou 633 milhões de litros de leite, o que equivale a um aumento de 1576% em relação à 1999, e de 57,65% se comparado com o de 2003. Além de garantir ao país importante posição de exportador de leite e derivados, isso abre espaço para uma série de benefícios a diversos elos da cadeia produtiva (NEHMI, 2005).

Entretanto este crescimento do setor leiteiro é decorrente, entre outros fatores, do aumento no número de animais, que gera maior quantidade de dejetos. CRONK (1996) abordando os impactos dos dejetos sobre os recursos hídricos verificou que, existe uma expansão das áreas urbanas sobre as rurais, gerando uma competição pelo uso da água e, conseqüentemente, uma maior pressão sobre as práticas de gerenciamento desses resíduos.

A ingestão recomendada de matéria seca pelas vacas leiteiras aumentou de 30 a 50% nos

últimos anos. Esta mudança na dieta, buscando maior produtividade, também resultou em uma maior produção de dejetos pelos animais (MORSE et al., 1994).

Para ser compatível com o uso agrícola, o dejetos deve ser transformado na forma de húmus e estar suficientemente estabilizado (SAVIOZZI et al., 1988). Segundo KIEHL (1985) para o dejetos se tornar um fertilizante orgânico humificado deve sofrer um processo de fermentação microbológica ou cura como se diz na prática. A finalidade da fermentação é produzir um material humificado semelhante à matéria orgânica natural do solo (MALAVOLTA, 1989). O material resultante pode ser chamado de fertilizante humificado, estabilizado ou curado. KIEHL (1985) afirma ainda que o esterco fresco é uma matéria prima que não possui ainda o poder de melhorar certas propriedades físico-químicas do solo, condições encontradas apenas na matéria orgânica humificada.

No Brasil é comum encontrar proprietários que coletam os dejetos e os aplicam diretamente no campo. A aplicação do estrume fresco nas pastagens ou nas terras de cultura tem sido encarada mais como uma maneira prática e econômica de descartar um resíduo agrícola do que de realizar corretamente uma fertilização

orgânica (POHLMANN, 2000). Para CONE uma grande quantidade de dejetos aplicada em uma pequena área, pode ultrapassar a capacidade do solo e das plantas de absorvê-los. Portanto, esta prática deixa de ser uma fertilização para ser um descarte. Basta chover forte para que os dejetos escoem para áreas vizinhas e cursos d'água próximos.

LANYON (1994) sugere que medições agronômicas do balanço de nutrientes e um maior controle sobre as variáveis envolvidas na produção podem indicar as bases quantitativas para a melhor aplicação dos dejetos no campo, para modificações na ração animal ou desenvolver outras alternativas para o uso dos dejetos.

Diante disso, este trabalho teve por objetivo avaliar e caracterizar as propriedades químicas do efluente e do solo irrigado com efluente produzido na bovinocultura leiteira.

MATERIAL E MÉTODOS

O experimento foi conduzido em casa de vegetação na área experimental do Núcleo de Pesquisa em Ambiente (NUPEA), junto ao Departamento de Engenharia Rural da Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", da Universidade de São Paulo (ESALQ/USP), situada no município de Piracicaba – SP.

O efluente bovino foi coletado na Fazenda Campestre, próxima ao Município de São Pedro, com sistema de produção do tipo *free-stall*. Este efluente foi dividido em duas partes iguais e a uma das partes foi acrescentado adubo mineral superfosfato simples, seguindo as recomendações de MALAVOLTA (1989). Posteriormente separou-se a fração sólida do efluente com o auxílio de uma peneira de malha 2mm, para utilização apenas da parte líquida.

Na casa de vegetação foram colocadas 2 bancadas, onde ficaram dispostos os vasos de plástico preto com capacidade de 3 L. Estes foram montados colocando-se no fundo uma camada de 1cm de pedra britada número 1, coberta com manta de drenagem e preenchidos com terra que foi compactada por um peso de 460g, sendo essa compactação feita com 5

batidas e a intensidade das batidas foi padronizada soltando-se o equipamento a uma altura de 10cm da borda superior do vaso.

A terra utilizada foi retirada de um perfil natural, na profundidade de 0-20 cm, de um solo do tipo Latossolo Vermelho-Amarelo Álico, pertencente à série Sertãozinho, que posteriormente foi seca ao ar, homogeneizada, passada pela peneira de malha de 2mm. Os tratamentos da pesquisa foram:

- T1 – dejetos bovinos frescos, coletados no início do experimento, que não passou pela separação de sólidos;
- T2 – líquido sem superfosfato simples;
- T3 – líquido com superfosfato simples;
- T4 – testemunha, que consistiu de água de torneira.

Foram utilizados dois volumes para irrigação em cada tratamento, sendo um deles determinado por tensiômetro e o outro aplicado independentemente da necessidade de irrigação, simulando a prática utilizada na fazenda, que consiste de irrigação diária de 40 ml L de dejetos numa área de 10 ha. Este valor foi redimensionado para uma aplicação em vaso, partindo-se da área em campo e da área da seção superior do vaso. O líquido de cada tratamento foi distribuído de maneira uniforme sobre a superfície das amostras de terra, como na prática de irrigação, com o auxílio de uma proveta de 1000 ml para medição do volume a ser aplicado.

As variáveis climáticas do ambiente, temperatura e umidade relativa do ar, foram monitoradas com o auxílio de um sistema de aquisição de dados, datalogger Hobo H8, ao longo de 24 horas, durante todo o período experimental, que foi de julho à setembro.

A água de irrigação de cada tratamento foi analisada quimicamente no laboratório do NUPEA (Núcleo de Pesquisa em Ambiente), no início e no fim do experimento, com a utilização do equipamento Fotômetro digital PF-11. O solo utilizado foi analisado quimicamente antes do início do experimento e ao final do mesmo em cada tratamento.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Análise Química do Efluente da Bovinocultura

A Tabela 1 apresenta os valores das concentrações dos elementos químicos encontrados no efluente utilizado.

TABELA 1. Resultado das análises químicas do efluente da bovinocultura, na fase inicial e na fase final do experimento.

(mg.L ⁻¹)	T1		T2		T3		T4	
	I	F	I	F	I	F	I	F
Ca	30,4	20,8	134,7	134,7	63,8	10	22,2	28,5
Cu	15	9	30	15	25	25	0,3	0,2
Fe	8,6	5,1	23	19	26	28,5	0,06	0,06
K	420	420	780	1120	750	1040	6,0	6,0
Mg	50	19	210	210	180	630	6,0	7,0
NH ₄	> 150	> 150	> 150	> 150	> 150	> 150	–	–
NH ₃	> 150	> 150	> 150	> 150	> 150	> 150	–	–
NO ₃ ⁻	460	390	1500	1350	1250	1500	8,0	15,0
PO ₄ ⁻³	366	153	168	135	260	205	1,0	1,7
pH	7,8	8,0	8,1	8,2	8,0	8,2	6,6	7,3

I: início do experimento; F: final do experimento.

Dos elementos químicos analisados, o cobre e o ferro são os únicos que apresentam limites na legislação. Para USEPA (1999), efluentes de produção animal utilizados na prática da irrigação devem apresentar os valores de Cu e Fe dentro dos limites de 0,2 - 5,0 mg.L⁻¹ e 5,0 - 20,0 mg.L⁻¹, respectivamente. Na Resolução CONAMA 357 (2005), lançamento de efluentes de produção animal em corpos d'água são permitidos desde que os limites de concentração de Cu e Fe não ultrapassem 1,0 mg.L⁻¹ e 15,0 mg.L⁻¹, respectivamente (PEREIRA,

2006).

Para o Cu não se observou grandes variações nas quantidades entre os tratamentos (Figura 1), com exceção da testemunha (T4). Quando se comparou os resultados com os limites sugeridos pela USEPA (1999), percebeu-se que todos os tratamentos estão acima deste limite, até mesmo do limite superior que é para irrigações por períodos menores que 20 anos. O mesmo aconteceu quando comparamos com os parâmetros do CONAMA (2005) (Figura 1).

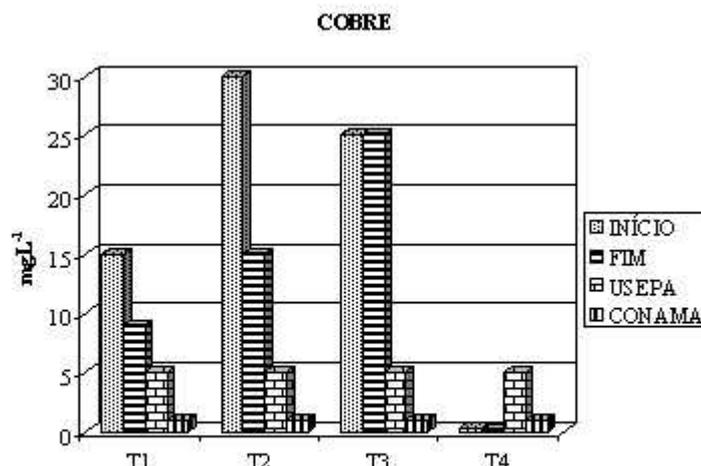


FIGURA 1. Relação entre os valores de cobre para cada tratamento e seus limites para irrigação (USEPA, 1999) e para lançamento em corpos receptores (CONAMA, 2005).

Deve-se ressaltar que os efeitos poluidores do Cu, como metal pesado, possui reflexos extremamente importantes na contaminação dos efluentes aplicados no solo e na planta, se utilizados de maneira inadequada, sem planejamento (PEREIRA, 2006).

Já para o Fe verificou-se que o T2 e T3

possuem valores superiores ao limite máximo da USEPA (1999), enquanto a concentração em T1 ficou apenas acima do limite mínimo e a testemunha ficou bem abaixo dos limites. Segundo as normas do CONAMA (2005), os tratamentos T2 e T3 estão acima do limite exigido para o lançamento em corpos receptores (Figura 2).

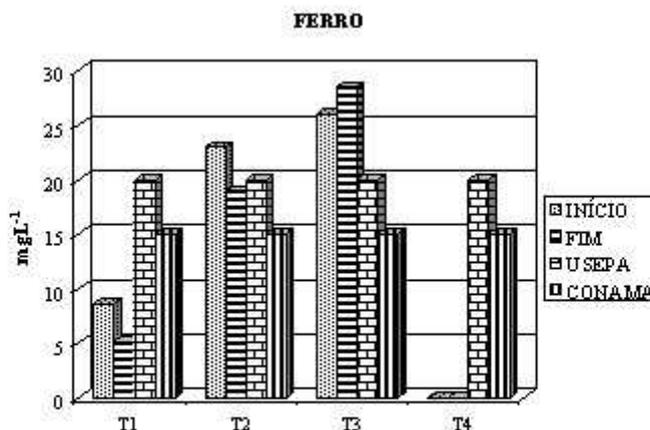


FIGURA 2. Relação entre os valores de ferro para cada tratamento e seus limites para irrigação (USEPA, 1999) e para lançamento em corpos receptores (CONAMA, 2005).

Pode-se observar também pelos resultados que para o Ca, T2 apresentou maior quantidade tanto no início quanto no fim, pois não houve alteração, já nos demais tratamentos houve variação com relação ao período da análise, sendo a quantidade na análise final menor que na inicial para T1 em 31,5% e para T3 em 84,3%, e o inverso para T4, com acréscimo de 28,4%.

Os valores do K mantiveram-se constantes nos tratamentos 1 e 4, e aumentaram entre o início e o fim do experimento nos demais tratamentos (T2 em 43,6% e T3 em 38,7%). Para o Mg os valores que se mantiveram foram de T2 e T4, enquanto que T1 diminuiu em 62,0% e T3 aumentou em 250,0% entre o início e o final.

Observou-se que a quantidade de NO₃ diminuiu entre o início e o fim nos tratamentos T1 (15,2%) e T2 (10,0%), e aumentou em T3 (20,0%) e T4 (87,5%), já para o PO₄ diminuiu nos tratamentos T1 (58,2%), T2 (19,6%) e T3 (21,2%), aumentando apenas na testemunha (T4 em 70%).

As concentrações de amônio e amônia estavam tão elevadas, que o fotômetro não pode fazer as leituras nem mesmo na diluição máxima recomendada que é de 1 para 100.

Análise Química do Solo.

As características químicas do solo são muito importantes para avaliação dos nutrientes disponíveis para as plantas, bem como a quantidade dos mesmos, principalmente dos metais pesados, que podem estar em concentrações tóxicas às plantas. Portanto, analisou-se quimicamente o solo no início e no final do experimento.

Para análise estatística consideramos que as medidas foram realizadas no momento anterior e após a aplicação do efluente nos quatro tratamentos, através de dois métodos de medição e sobre os mesmos vasos. Portanto, temos uma situação onde não houve réplicas exatas e sim medidas longitudinais, em dois tempos distintos. Sendo assim, torna-se importante avaliar se existe diferença nos componentes químicos em função dos diferentes tratamentos,

levando em consideração a auto-correlação existente entre as medidas do primeiro e segundo momento de medição, sobre o mesmo vaso.

Para testar a significância desta hipótese, considerou-se o seguinte modelo estatístico:

$$y_{ijk} = \mu + \alpha_i + \beta_j + (\alpha\beta)_{ij} + e_{ijk}$$

sendo a medida do componente químico de interesse, do i -ésimo tratamento no j -ésimo tempo e no k -ésimo vaso, μ é a média geral, α_i é o efeito do i -ésimo tratamento, β_j é o efeito do j -ésimo tempo, $(\alpha\beta)_{ij}$ é o efeito de interação do i -ésimo tratamento e j -ésimo tempo.

O erro aleatório e_{ijk} , difere do modelo clássico de Análise da Variância, que tem por suposição a independência dos erros com matriz de covariância $\sigma^2 \mathbf{I}$, ou seja, $e_{ijk} \sim N(0, \sigma^2 \mathbf{I})$. Neste modelo supõe-se que e_{ijk} tem distribuição Normal com média 0 e matriz de covariância $R = \mathbf{I}_n \otimes \Sigma_2$,

sendo \mathbf{I}_n uma matriz identidade de dimensão n (número total de vasos) e $\Sigma_2 = \begin{bmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{bmatrix}$, que expressa a correlação entre as medidas repetidas do mesmo vaso, nos dois tempo de corte (LITTELL et al, 2002). Ou seja, considerando as medidas tomadas em 2 tempos para 2 vasos, a matriz de covariância seria:

$$R = \begin{bmatrix} 1 & \rho & 0 & 0 \\ 2 & \rho & 1 & 0 \\ 3 & 0 & 0 & 1 \\ 4 & 0 & \rho & 1 \end{bmatrix} \sigma^2,$$

também chamada de estrutura de covariância autoregressiva de 1a ordem, onde ρ é a medida de correlação entre medidas de um mesmo vaso. Todos os modelos foram ajustado através do procedimento MIXED do sistema SAS/STAT versão 8 (LITTELL et al., 2002).

Em uma primeira análise, a avaliação do efeito da auto-correlação na análise deve ser feita através de indicadores da eficiência do ajuste dos modelos estatísticos considerando estrutura de variância independente e estrutura auto-regressiva de 1a ordem. Um indicador muito utilizado é o Critério de Akaike, descrito em LITTELL et al (2002):

$$AIC = -2l(\theta; y) + \log(n),$$

onde $l(\theta; y)$ é o logaritmo da função de verossimilhança, θ é o vetor de parâmetros estimado pelo modelo e n é o número de medidas totais para um determinado componente químico. Um resumo das medidas AIC (modelo independente e auto-correlacionado), e a auto-correlação estimada segue na Tabela 2.

TABELA 2. Parâmetros de eficiência para os modelos estatísticos utilizados.

Parâmetro	AIC (Independente)	AIC (Auto-regressivo)	Parâmetro de Auto-correlação
MO	24,8	26,6	-0,2632
P	70,0	69,7	-0,6993
H+Al	55,2	54,5	-0,7361
K	51,3	49,4	-0,8315
Ca	61,7	63,7	-0,09167
Mg	42,4	44,1	-0,2936
B	16,0	17,1	-0,4752
Cu	-15,9	-15,1	-0,5254
Fe	64,1	63,3	-0,7379
Mn	66,5	67,7	-0,4148
Zn	18,9	19,0	-0,6506

Os resultados sugerem a utilização dos modelos com estrutura de covariância auto-regressivas, em especial, devido a grandeza negativa do parâmetro de auto-correlação que exerce um efeito de inflação do erro Tipo II, ou seja, não detectar diferenças significativas entre tratamentos quando, na realidade, existem diferenças estatísticas significantes. Como se trata de medidas realizadas duas vezes sobre um mesmo vaso (antes da aplicação e depois

da aplicação dos tratamentos), é razoável que exista uma dependência no tempo sobre as medidas.

A Tabela 3 expressa um resumo da probabilidade de significância (Valor-P) dos efeitos de Tempo, Tratamento e Método de Medição, para cada parâmetro químico do solo analisado. Os valores em negrito são os que encontram diferença estatística significativa.

TABELA 3. Probabilidade de significância dos efeitos de Tempo, e Tratamentos e Métodos para os parâmetros químicos do solo analisados.

Parâmetro	Efeito	Efeito	Efeito
	Tempo	Tratamento	Método
MO	0,0009	0,1869	1,0000
P	0,0350	0,0574	0,0711
K	0,0023	0,0320	0,0194
Ca	0,1039	0,3283	0,4852
Mg	0,0016	0,2323	0,2094
B	0,0322	0,1308	0,1655
Cu	< 0,0001	0,1308	0,0963
Fe	0,0045	0,0445	0,690
Mn	< 0,0001	0,1205	0,9355
Zn	0,0293	0,0622	0,1464

Observando-se a tabela verifica-se que o efeito tempo foi o que se mostrou para praticamente todos os parâmetros, com exceção do Ca, significativo. Isso quer dizer que ao longo do tempo todos os tratamentos se comportaram de forma semelhante no que diz respeito à adição de elementos químicos no solo.

Para o efeito método ocorreu o inverso, apenas o K se mostrou significativo, ou seja, para os demais parâmetros tanto faz a aplicação que o produtor realiza na fazenda sem nenhum controle, em relação ao controle com tensiômetro, aplicando a demanda hídrica da cultura.

Já com relação aos diferentes tratamentos, onde eram esperadas diferenças, apenas P e K como macronutrientes, e Fe e Zn como micronutrientes, apresentaram diferença significativa. O P apresentou diferença estatística apenas entre T1 e os demais, ou seja, o dejetado aplicado cru proporcionou um aumento maior de fósforo no solo em relação aos demais tratamentos.

O potássio foi o elemento com diferenças entre vários tratamentos, sendo que a aplicação dos tratamentos 2 e 3 foram os que promoveram maior adição do elemento no solo e, estatisticamente iguais, enquanto que os tratamentos 1 e 4 promoveram menor adição ao solo, sendo estes também iguais.

Para o micronutriente Fe, o tratamento 2 foi o que se diferenciou dos demais por adicionar ao solo menor quantidade do elemento. Para o Zn a situação é semelhante ao do macronutriente K, que os tratamentos 1 e 4 foram diferentes de 2 e 3, sendo que os últimos proporcionaram um maior incremento no solo do elemento Zn.

Os teores de metais pesados encontrados no solo quando comparados com MALAVOLTA (1994), observa-se que todos eles encontram-se em valores bem abaixo do limite para causar fitotoxidez.

Para a análise da resistência do solo, considerou-se o mesmo modelo utilizado para a análise química, com a diferença que a não

houveram medidas repetidas, e sim 4 réplicas para cada tratamento. Assim, o modelo estatístico pode ser descrito como:

$$y_{ijk} = \mu + \alpha_i + \beta_j + (\alpha\beta)_{ij} + e_{ijk},$$

sendo y_{ijk} a medida de resistência do solo, do i -ésimo tipo de água residuária no j -ésimo método e no k -ésimo vaso, μ é a média geral,

α_i é o efeito do i -ésimo tipo de água residuária, β_j

é o efeito do j -ésimo método, $(\alpha\beta)_{ij}$ é o efeito

de interação do i -ésimo tipo de água residuária e j -ésimo método, $i = 1, \dots, 4$, $j = 1, 2$ e

$k = 1, \dots, 32$. O erro aleatório, representado por e_{ijk} , é considerado ter distribuição normal com média 0 e variância σ^2 .

O modelo acima foi ajustado através do procedimento GLM do sistema SAS/STAT versão 8 (LITTELL et al., 2002). Porém, devido à escala de medida da resistência do solo, uma transformação de dados tornou-se necessária. A transformação raiz quadrada demonstrou ser aquela que minimiza o desvio padrão, quando comparada a outras transformações, gerando uma medida com uma aproximada homogeneidade da variância e normalidade da distribuição.

Utilizando esta medida de resistência transformada, notamos que na tabela de Análise da Variância, não houve significância entre os fatores relacionados a águas residuárias e métodos.

Tabela 4. Tabela de Análise da Variância para Resistência.

Origem	DF	Adj SS	Adj MS	F	P
Águas	3	0,03829	0,01276	0,55	0,651
Métodos	1	0,01940	0,01940	0,84	0,369
Águas x Métodos	3	0,14910	0,04970	2,15	0,120
Error	24	0,55462	0,02311		
Total	31	0,76141			

CONCLUSÕES

O efluente da bovinocultura leiteira apresentou os metais pesados Cu e Fe em níveis elevados, mas para essa afirmação há necessidade urgente de uma legislação nacional que regulamente o setor agropecuário, uma vez que tal efluente ao ser aplicada no solo como fonte de adubação apresentou-se bem abaixo dos limites de fitotoxidez.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

CONE, M. Farms try to clean up their act. *Jornal Los Angeles Times*, CA, 28 de abril de 1998.

CONSELHO NACIONAL DO MEIO AMBIENTE. Resoluções. Brasília: CONAMA. 2005. 357p.

CRONK, J.K. Constructed wetlands to treat wastewater from dairy and swine operations: a review. *Agriculture, Ecosystems and Environment*, Glasgow, UK, v.58, n.2-3, p.97-114, 1996.

KIEHL, E.J. Fertilizantes orgânicos. São Paulo: Agronômica Ceres, 1985. 492p.

LANYON, L.E. Dairy manure and plant nutrient management issues affecting water quality and the dairy industry. *Journal Dairy Science*, Savoy, IL, v.77, p. 1999-2007, 1994.

LARANJA, L.F. Mudanças de escala na pecuária leiteira. In: ANUÁRIO ESTATÍSTICO DE PRODUÇÃO ANIMAL - ANUALPEC 98 FNP.

São Paulo: Anais... São Paulo: Argos Comunicação; FNP Consultoria & Comércio, 1998. p. 223-243.

LITTELL, R.C., STROUP, W.W., FREUND, R. J. SAS for Linear Models, 4 ed.. Fuquay-Varina: Cary, NC: SAS Institute, 2002.

MALAVOLTA, E. ABC da adubação. 5.ed. São Paulo: Editora Agronômica "Ceres", 1989. 292p.

MALAVOLTA, E. Fertilizantes e seu impacto ambiental: micronutrientes e metais pesados mitos, mistificação e fatos. São Paulo: Produquímica, 1994. 153p.

MORSE, M.; NORDSTEDT, R.A.; HEAD, H.H.; VAN-HORN, H.H. Production and characteristics of manure from lactating dairy cows in Florida. *Transactions of the American Society of Agricultural Engineers*, ASAE, St. Joseph, MI, vol. 37, n.1, p. 275-279, 1994.

NEHMI, I.M.D.; NEHMI FILHO, V.A.; FERRAZ, J.V. (Coords) Anuário da Pecuária Brasileira - ANUALPEC. São Paulo: FNP Consultoria & Comércio, 2005.

PEREIRA, E. R. Qualidade da água em sistemas de produção e de tratamento de efluentes de suínos e seu reuso no ambiente agrícola. 2006. 129p. Tese (Doutorado) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo.

POHLMANN, M. Levantamento de técnicas de manejo de resíduos da bovinocultura leiteira no Estado de São Paulo. 2000. 115p. Dissertação (Mestrado). Faculdade de Engenharia Agrícola. Universidade Estadual de Campinas.

SAVIOZZI, A., LEVI-MINZI, R., RIFFALDI, R. Maturity evaluation of organic wastes. *BioCycle*, Minneapolis, MN, v.29, p.54-56, 1988.

U S ENVIRONMENTAL PROTECTION AGENCY- USEPA. National primary drinking water regulations current drinking water standards. Washington, DC: Office of Water, 1999.