



SPOLM 2009

ISSN 2175-6295

Rio de Janeiro- Brasil, 05 e 06 de Agosto de 2009.

## **017/2009 - ESTIMATIVA DO AUMENTO POTENCIAL DO PIB AGRÍCOLA PARA OS PRINCIPAIS PRODUTORES MUNDIAIS COM BASE EM MEDIDAS DE EFICIÊNCIA DEA**

**Geraldo da Silva e Souza**

Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (Embrapa)  
Parque Estação Biológica, Av. W3 Norte final, 70770-901, Brasília, DF, Brasil  
geraldosouza@embrapa.br

**Eliane Gonçalves Gomes**

Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (Embrapa)  
Parque Estação Biológica, Av. W3 Norte final, 70770-901, Brasília, DF, Brasil  
eliane.gomes@embrapa.br

**Tito Belchior Silva Moreira**

Universidade Católica de Brasília  
SGAN 916, Módulo B, 70790-160, Brasília, DF, Brasil  
tito@pos.ucb.br

### **Resumo**

Neste artigo propõe-se analisar a eficiência de produção para os 41 países com maior PIB agrícola em 2003. Sob as hipóteses de uma fronteira de produção não paramétrica e de observações de produção que satisfazem um modelo estatístico, o qual inclui tanto erros aleatórios quanto de ineficiência, foi calculada uma função de produção que usa medidas de eficiência DEA com orientação a *outputs* e retornos variáveis de escala. Foram encontradas evidências de que o PIB agrícola total desses países poderia crescer em 104%, sem aumentar o uso de recursos e com a tecnologia disponível. Este resultado poderia ter impacto direto nas questões relacionadas à crise de alimentos ocorrida entre 2006-2008.

**Palavras chave:** DEA; Eficiência; Agricultura; Crise de alimentos.

### **Abstract**

In this article we perform production efficiency analysis for the 41 countries with largest agricultural GDP in 2003. Under the assumption of a nonparametric frontier and production observations satisfying a statistical model, including both random and inefficiency errors, we estimate an agricultural production function using DEA measures of efficiency with output orientation and variable returns to scale. We found evidence that the set of countries investigated could increase their total agricultural GDP for at least 104%, without increasing input usage with the prevailing technology. This result has a direct impact on issues related to the 2006-2008 food crisis.

**Key-words:** DEA; Efficiency; Agriculture; Food crisis.

## 1. INTRODUÇÃO

Recentemente (2006 a 2008) a economia mundial foi afetada por elevações dramáticas nos preços dos alimentos. Isto gerou uma crise global e instabilidade política e econômica, tanto nas nações pobres quanto nas desenvolvidas.

Causas sistêmicas para os aumentos mundiais em preços de alimentos continuam sendo assunto de debate. As causas iniciais do aumento dos preços em 2006 incluem secas fora de época nos países produtores de grãos e aumento do preço do petróleo. Em consequência do aumento do preço do petróleo, houve aumento nos preços dos fertilizantes, dos custos de transporte de alimentos e na indústria agrícola. Outras causas podem ser o uso crescente de biocombustíveis em países desenvolvidos e uma demanda crescente para uma dieta mais variada (especialmente carne) pela crescente classe-média da Ásia. Estes fatores, em conjunto com a queda nos estoques mundiais de alimentos, contribuíram para a elevação mundial dos preços dos alimentos. Porém, para explicar a recente crise, não é possível eleger um único fator.

Causas de longo prazo ainda são um tópico para debate. Estas podem incluir mudanças estruturais no comércio e na produção agrícola, subsídios em nações desenvolvidas, desvio de commodities alimentares para uso como insumo ou combustível, especulações no mercado de commodities, e mudanças climáticas. Neste contexto, vale mencionar Nicholson e Esseks (1978), Dyson (1994), Abbott et al. (2008), Asian Development Bank (2008), Dawe (2008), Food and Agriculture Organization of the United Nations (2008a), International Food Policy Research Institute (2008), Ivanic e Martin (2008), Organization for Economic Cooperation and Development (2008), OXFAM International (2008), Rosegrant (2008), Valdés e Foster (2008), Von Braun et al. (2008), World Bank (2008a, 2008b), World Economic Forum (2008). Outras linhas de pesquisa usam índices de produtividade total dos fatores para investigar os efeitos de variáveis contextuais. Exemplos são: Fulginiti e Perrin (1997), Nin et al. (2003), Thirtle et al. (2003), entre outros.

O interesse principal deste artigo não é investigar as causas da crise de alimentos, mas avaliar o potencial mundial de aumento do suprimento de produtos agrícolas. Para tal foi usada uma nova abordagem de modelos de Análise de Envoltória de Dados (DEA), baseada no trabalho de Banker e Natarajan (2004, 2008), na presença de variáveis contextuais. Usando projeções sobre a fronteira de eficiência, com possíveis correções para efeitos aleatórios, mostra-se que a crise de alimentos pode ser substancialmente minorada se as economias tornarem-se mais eficiente em relação à tecnologia disponível. Dessa forma, este artigo traz duas contribuições principais: uma nova proposta para a avaliação de variáveis contextuais com modelos DEA em dois estágios e incorporando duas componentes de erro, e a sugestão de uma política de segurança alimentar pela redução das ineficiências de produção.

O artigo prossegue como segue. Na Seção 2 estão os aspectos metodológicos, onde é especificado o modelo estatístico e a seleção de países participantes e de variáveis. Na Seção 3 analisam-se as medidas de eficiência e os resultados estatísticos, e propõe-se uma política mundial de aumento da produção agrícola. Na Seção 4 apresentam-se os comentários finais e resumem-se os resultados principais deste artigo. Na Seção 5 são listadas as referências bibliográficas aqui usadas.

## 2. ASPECTOS METODOLÓGICOS

Os países considerados neste artigo estão listados na Tabela 1. Eles incluem o universo dos 41 países com maior PIB agrícola. Juntos, eles foram responsáveis, em 2003, por 90% da produção agrícola mundial.

O sistema de produção em análise envolve um *output* e quatro *inputs*. Os dados de produção são mostrados na Tabela 1. Como *proxy* para a produção agrícola foi usado o Valor Adicionado do setor, em 2003, em  $10^9$  US\$ a preços constantes. O valor adicionado é a produção líquida de um setor, depois de somar todas as produções e subtrair os insumos intermediários. Esta informação está disponível em World Bank (2008c).

Os *inputs* são terra, mão de obra, fertilizante e capital. A fonte destes dados é Food and Agriculture Organization of the United Nations (2008b).

Para representar terra, a variável usada foi a Área Agrícola. Esta compreende: (a) terra arável (terra com culturas temporárias, campos temporários ou pastagem, ou terra em pousio temporário); (b) culturas permanentes (área cultivada com culturas que ocupam a terra para períodos longos e que não necessita ser replantada após cada colheita); e (c) pastos permanentes (terra usada permanentemente para forrageiras, cultivadas ou naturais). Os dados estão expressos em 1.000 hectares, para o ano de 2003.

Tabela 1: DMUs, *output e inputs*.

<b>País</b>	<b>Valor adicionado (10<sup>9</sup> US\$)</b>	<b>Mão de obra (1.000)</b>	<b>Capital (\$)</b>	<b>Fertilizantes (toneladas)</b>
Alemanha	6,1578	881	68.940,01	2.598.369
Arábia Saudita	14,0358	656	19.844,81	429.056
Argélia	10,7364	2.729	12.169,99	45.033
Argentina	12,3269	1.458	31.083,83	1.200.310
Austrália	37,4209	439	62.217,45	2.210.969
Bangladesh	14,6135	39.466	27.372,11	1.318.676
Brasil	4,9073	12.404	177.986,02	9.602.192
Canadá	195,8508	362	88.115,43	2.685.508
Chile	9,8763	987	17.579,96	495.214
China	17,1333	510.573	589.091,53	40.004.043
Colômbia	29,1722	3.682	17.115,45	735.369
Coréia do Sul	19,7186	2.049	16.609,24	777.723
Egito	6,1778	8.535	36.462,92	1.824.244
Espanha	4,8099	1.165	102.926,42	2.298.551
Estados Unidos	106,6419	2.848	619.749,21	25.762.177
Filipinas	28,5435	12.818	23.185,39	858.660
France	16,0943	781	97.977,63	4.099.800
Grécia	24,6504	730	21.494,32	439.590
Guatemala	80,3662	2.046	4.125,01	177.662
Holanda	20,4589	227	23.396,85	583.335
Índia	23,4907	273.515	287.538,60	16.092.768
Indonésia	7,4786	50.254	81.437,89	3.025.378
Iran	8,9119	6.485	53.603,55	1.300.406
Itália	4,4717	1.158	57.806,17	1.384.908
Japão	18,2062	2.309	71.631,02	1.795.312
Marrocos	13,3863	4.285	23.780,74	500.843
México	8,352	8.484	78.113,28	1.695.674
Nova Zelândia	5,1841	168	15.320,95	945.819
Paquistão	18,0981	26.173	95.144,78	3.149.260
Polônia	9,5768	4.073	25.565,03	1.391.640
Reino Unido	22,5462	501	30.309,25	1.744.999
Romênia	5,4485	1.405	32.578,73	362.260
Rússia	4,5593	7.571	106.222,48	1.348.580
Síria	5,2662	1.599	22.735,03	341.953
Sudão	12,9703	7.836	77.425,88	63.100
Suécia	26,4729	136	5.010,62	314.674
Tailândia	4,5878	20.271	50.200,51	2.267.542
Turquia	13,2565	14.779	77.394,65	2.472.189
Ucrânia	112,4	3.297	49.668,32	512.481
Venezuela	4,6026	779	13.761,81	439.039
Vietnam	8,5015	28.582	35.782,99	2.252.696

A População Economicamente Ativa na Agricultura define o *input* trabalho. Esta variável é definida como a mão de obra agrícola, ou seja, aquela parte da população economicamente ativa ocupada ou em busca de trabalho na agricultura, pecuária, caça, pesca ou silvicultura. Dados são expressos em 1.000 pessoas, em 2003.

Para fertilizante foi usado o Consumo Total de Fertilizante, em 2003. É a quantidade de fertilizante consumida em agricultura, expressa em toneladas de nutrientes. É representado pela soma dos consumos de nitrogênio (N nutrientes totais), fosfato (P<sub>2</sub>O<sub>5</sub> nutrientes totais) e potássio (K<sub>2</sub>O nutrientes totais). Este procedimento está de acordo com as estatísticas divulgadas pela Food and Agriculture Organization (FAO), relativas ao consumo de fertilizantes.

Como *proxy* para capital foi usado o Estoque de Capital em agricultura, em 2003, expresso por um valor relativo à capacidade física total disponível para uso repetitivo na produção de bens, existente em dado momento, na economia do setor agrícola. Como descrito em Food and Agriculture Organization of the United Nations (2008b), as estimativas de investimento em agricultura foram derivadas indiretamente pela Divisão de Estatística da FAO, a partir de dados físicos de rebanho, tratores, área irrigada e área com culturas permanentes etc., e dos preços médios para o ano 1995. Estes dados permitiram o cálculo do estoque de capital em agricultura, que é o valor bruto. A mudança anual no estoque representa o investimento em agricultura. Dados estão expressos em unidades monetárias, a preços constantes de 1995.

Na Tabela 2 mostram-se as variáveis contextuais de interesse: Área Irrigada, Assistência Técnica, IDH, R1, R2, R3, R4, R5, R6, R7. Todos os dados são oriundos de Food and Agriculture Organization of the United Nations (2006). A variável Área Irrigada está expressa em 1.000 hectares, em 2003, e é uma *proxy* para tecnologia. Assistência Técnica é uma variável binária, que indica se o país recebeu assistência técnica externa para a agricultura. Representa o compromisso de doadores bilaterais e multilaterais a países em desenvolvimento e em transição para o desenvolvimento, em forma de subvenções e empréstimos. O IDH refere-se ao Índice de Desenvolvimento Humano, em 2003, e representa uma *proxy* para renda e desenvolvimento. R1, R2, R3, R4, R5, R6, R7 são variáveis binárias que representam as regiões geográficas dos países, segundo o Banco Mundial (R1 = Ásia Oriental e Pacífico; R2 = Europa e Ásia Central; R3 = América Latina e Caribe; R4 = África do Norte e Meio-Oriental; R5 = América do Norte; R6 = Ásia do Sul; R7 = África Subsaariana).

Os dados de produção foram estudados com métodos de regressão quanto à presença de observações *outlying*, no espaço das observações, como segue. Seja  $w = (1, y, x_1, x_2, x_3, x_4)$  a matriz de produção formada com observações do *output*  $y$  e *inputs*  $x_i$  mais uma coluna de uns. É um procedimento padrão em análise de regressão (Kutner et al., 2004) considerar valores maior que duas vezes a média dos elementos da diagonal da matriz  $w$  como *outlying*. Tais observações foram identificadas, na base de dados criada, pela variável contextual 'outlier'. Estas são: Austrália, Brasil, China, Índia, Japão, Sudão e Estados Unidos. Esta variável não mostrou significância estatística no segundo estágio.

A análise de produção é feita considerando-se um modelo não-paramétrico. Assume-se que as observações de produção seguem o modelo estatístico (1).

$$y_j = g(x_j) + v_j - u_j \quad j = 1 \dots n \quad (1)$$

onde as variáveis aleatórias  $v_j$  e  $u_j$  representam erros aleatórios e de ineficiência.  $g(\cdot)$  é uma função de produção contínua definida no conjunto convexo compacto  $K$  no ortante não negativo de  $R^4$ , com interior não vazio, satisfazendo:

1.  $x, w \in K, \forall t \in [0, 1], tg(x) + (1-t)g(w) \leq g(tx + (1-t)w)$
2.  $x, w \in K, x \geq w, g(x) \geq g(w)$
3.  $g(\cdot)$  tem retornos variáveis de escala.



Seguindo Banker e Natarajan (2004, 2008), assume-se que os erros aleatórios têm distribuição bicaudal contínua concentrada em  $(-V^M, V^M)$ . O componente de erro de ineficiência é positivo. Segue (2).

$$\begin{aligned} y_j &= g(x_j) + V^M - (V^M - v_j + u_j) \\ y_j &= \tilde{g}(x_j) - \varepsilon_j \end{aligned} \quad (2)$$

O componente  $\varepsilon_j$  é estritamente positivo. Seguindo Banker (1993), Souza e Staub (2007), e Banker e Natarajan (2004, 2008), e assumindo, por exemplo, uma família de distribuições gama para os erros  $\varepsilon_j$ , é possível usar DEA, orientado a produto e com retornos variáveis de escala, para estimar consistentemente  $\tilde{g}(x)$ . Não são exigidas distribuições idênticas e pode-se deixar a média  $\mu$  da distribuição de ineficiência ser dependente de uma função linear  $\delta'z$  de covariáveis ou variáveis contextuais. Seguindo Simar e Wilson (2007), pode-se utilizar um modelo estatístico em dois estágios para estimar  $\delta$ , considerando apenas os países ineficientes. Deste modo ajustou-se uma distribuição gama  $\Gamma(p, \lambda_j)$  com média  $\mu_j = p / \lambda_j$ , onde  $\lambda_j = \exp(-\delta'z_j)$ , por máxima verossimilhança, aos resíduos de DEA  $\hat{\varepsilon}_j = (\phi_j^* - 1)y_j$ . Nesta expressão  $\phi_j^*$  é a medida de eficiência técnica orientada para produto sob retornos variáveis para a unidade produtora  $j$ . A covariável de maior interesse aqui é o IDH.

Note que  $\hat{g}(x)$  definido em (3), onde o sup é restrito aos vetores  $\gamma$ , para os quais  $\sum_j \gamma_j = 1$  é uma função de produção, estimando consistentemente  $\tilde{g}(x)$  para  $x \in K^*$ . Também  $\hat{g}(x_j) = \phi_j^* y_j$ .

$$\begin{aligned} \hat{g}(x) &= \sup_{\gamma} \left\{ \sum_j \gamma_j y_j; \sum_j \gamma_j x_j \leq x, x \in K^* \right\} \\ K^* &= \left\{ x \in K; x \geq \sum_j \gamma_j x_j, \gamma_j \geq 0, \sum_j \gamma_j = 1 \right\} \end{aligned} \quad (3)$$

A constante  $V^M$  é obtida assumindo-se que as unidades eficientes estão produzindo na fronteira de eficiência tecnológica. Neste contexto, a estimativa ótima seria  $\hat{V}^M = \sum_{i=1}^{n_i} \hat{\mu}_i / n_i$ , onde  $\hat{\mu}_i$  é a estimativa de máxima verossimilhança de  $\mu_i$  e a soma é sobre as unidades eficientes. A estimativa de máxima verossimilhança de  $\mu_i$  é computada a partir das unidades ineficientes. Esta é uma modificação sutil na proposta original de Banker e Natarajan (2008). A utilização da distribuição gama e a adaptação dos procedimentos de Simar e Wilson (2007) também são originais.

Outra possibilidade para modelar a distribuição de ineficiência seria dada pelo truncamento em zero da normal de média  $\mu_j$  e variância constante. Esta alternativa não se ajustou bem ao caso aqui em estudo.

### 3. RESULTADOS EMPÍRICOS

A Tabela 2 mostra as estimativas de eficiência calculadas sob a hipótese de retornos variáveis à escala. O teste não paramétrico unicaudal de soma dos *ranks* de Wilcoxon (Conover, 1998) mostrou significância marginal para a diferença entre as hipóteses de retornos variáveis e constantes de escala. Por esta razão, a escolha recaiu sobre o modelo menos restritivo de retornos variáveis.

Para cada país  $o$ , a medida de eficiência orientada a *output* é a solução do problema de programação linear  $Max \varphi$  sujeito às restrições  $Y\gamma \geq \varphi y_o$ ,  $X\gamma \leq x_o$ ,  $\gamma \geq 0$ ,  $\gamma 1 = 1$ . O vetor  $(x_o, y_o)$  é o par *input-output* para o país  $o$ ,  $X$  e  $Y$  são as matrizes formadas com *inputs* e *output*, respectivamente, de todos os países em análise. As medidas de eficiência apresentadas na Tabela 2 estão invertidas para que seus valores sejam apresentados no intervalo  $(0,1]$ .

A distribuição dos *escores* de eficiência mostrada na Figura 1 não apresenta *outliers*, mas parece representar dois modelos. A eficiência mediana é 0,4766. O primeiro quartil é 0,3242 e 25% dos países são DEA-BCC eficientes.

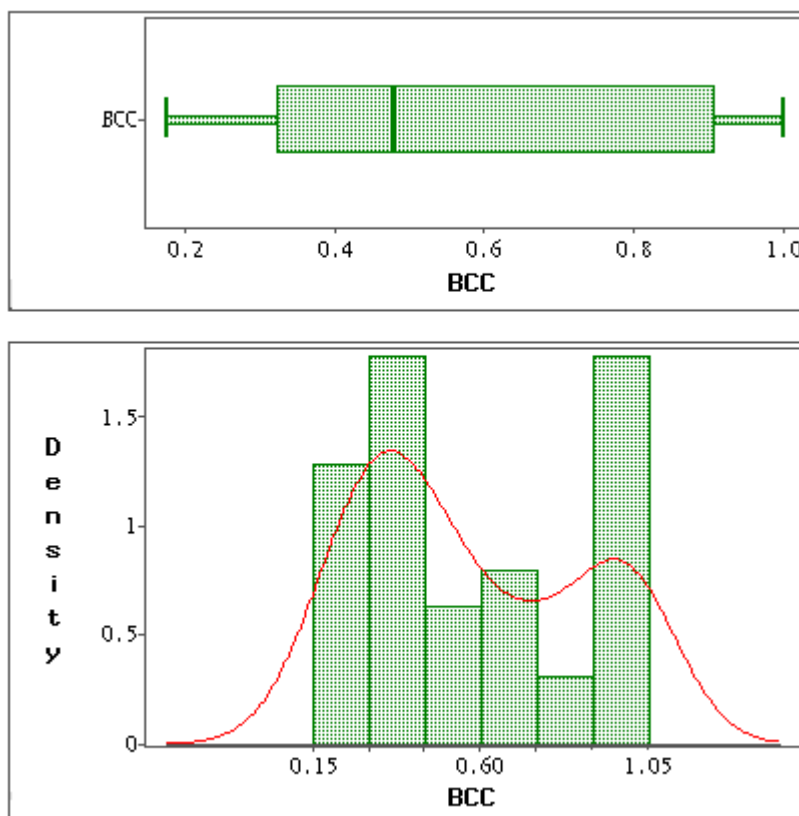


Figura 1: Distribuição das medidas de eficiência.

Com as medidas de eficiência mostradas na Tabela 2 nota-se que dentre os países do G8 (G7 mais Rússia), Canadá, Estados Unidos, França e Japão são eficientes, enquanto que Alemanha, Itália e Reino Unido têm eficiência abaixo do terceiro quartil. Rússia é o país com maior ineficiência. O G-20, um grupo de países em desenvolvimento, foi criado em 2003 em preparação para 5ª Conferência Ministerial da Organização Mundial de Comércio. É formado de fato por 23 países, com uma representação geográfica equilibrada: 5 sócios da África - África do Sul, Egito, Nigéria, Tanzânia e Zimbábue, 6 da Ásia - China, Filipinas, Índia, Indonésia, o Paquistão e Tailândia, e 12 da América Latina - Argentina, Bolívia, Brasil, Chile, Cuba, Equador, Guatemala, México, Paraguai, Peru, Uruguai e Venezuela. 13 destes estão representados na amostra em estudo. Estes países concentram sua economia em agricultura. Apenas China e Guatemala foram considerados eficientes, Índia e Filipinas têm eficiência acima da mediana, e o restante abaixo.

No ajuste da distribuição gama às unidades ineficientes, as covariáveis regionais R5 e R7 foram removidas, pois não estão representadas na regressão. As variáveis contextuais “área irrigada” e “assistência técnica” não foram significativas e, por isso, foram retiradas da análise. Os resultados do ajuste final são os da Tabela 3. Verifica-se que o coeficiente -b1 é



negativo e estatisticamente significativo, indicando que o aumento do IDH provoca efeito positivo na eficiência.

Os resultados da análise referente às diferenças entre as regiões estão na Tabela 4. Verifica-se que há diferença significativa entre R6-R1, R6-R2, R6-R3, R4-R2, R4-R3. Isto significa que a região 6 é menos ineficiente que as regiões 1, 2 e 3, e que R4 é mais eficiente que R2 e R3. A diferença entre R4 e R1 é apenas marginal.

Tabela 3: Estimativas de máxima verossimilhança para os erros de ineficiência. A distribuição gama assumida tem parâmetro  $p$  e escala  $\exp(-b_0-b_1*IDH-b_5*R1-b_6*R2-b_7*R3-b_8*R4-b_9*R6)$ .

<b>Parâmetro</b>	<b>Estimativa</b>	<b>Erro</b>	<b>DF</b>	<b>t Value</b>	<b>Pr &gt;  t </b>
b0 (intercepto)	-33.925	11.710	31	-2.90	0.0069
b1 (IDH)	0.07560	0.01847	31	4.09	0.0003
b5 (R1)	-47.266	0.8647	31	-5.47	<.0001
b6 (R2)	-51.764	0.9445	31	-5.48	<.0001
b7 (R3)	-51.607	0.9001	31	-5.73	<.0001
b8 (R4)	-39.914	0.8000	31	-4.99	<.0001
b9 (R6)	-32.828	0.7503	31	-4.38	0.0001
$p$	23.801	0.5673	31	4.20	0.0002

Tabela 4: Diferenças entre as variáveis contextuais indicativas de região.

<b>Contrastes</b>	<b>F Value</b>	<b>Pr &gt; F</b>
R6-R1	4.99	0.0328
R6-R2	6.56	0.0155
R6-R3	7.44	0.0104
R6-R4	1.55	0.2227
R4-R1	3.12	0.0873
R4-R2	6.74	0.0143
R4-R3	7.09	0.0122
R3-R1	1.31	0.2604
R3-R2	0.00	0.9644
R2-R1	1.51	0.2284

Com base na estimativa de máxima verossimilhança e considerando-se as unidades eficientes, obtém-se  $V^M = 0,488$ , com desvio padrão de 0,093. Estados Unidos e Canadá foram desconsiderados deste cálculo, já que eram *outliers* nos valores para os quais o  $\hat{V}^M$  médio foi calculado.

O aumento mediano da produção, que pode ser alcançado com a tecnologia do período em estudo, é de aproximadamente 104%. Em termos de valor adicionado, o setor agrícola poderia crescer 69,7% usando a tecnologia disponível. Na Tabela 5 mostram-se as produções individuais e projeções para a produção potencial, resultantes dos ajustes nas medidas de eficiência. Em termos absolutos, a diferença mediana é de US\$ 10,986 x 10<sup>9</sup> e o terceiro quartil é US\$ 21,370 x 10<sup>9</sup>. Paquistão, Turquia, Indonésia, México e Brasil são os países que mais contribuem para o aumento potencial do PIB agrícola, isto devido às suas ineficiências. Esta é uma indicação de que estes países podem aumentar substancialmente sua produção agrícola com políticas próprias de incentivo.

Tabela 5: Valor adicionado (10<sup>9</sup> US\$): atual (2003), projeção e aumento potencial.

<b>País</b>	<b>Atual</b>	<b>Projeção</b>	<b>Aumento potencial</b>
Alemanha	19,7186	31,4965	11,7779
Arábia Saudita	9,5768	11,7421	2,1653
Argélia	6,1578	6,1578	0,0000
Argentina	14,0358	34,5697	20,5339
Austrália	10,7364	16,5564	5,8200
Bangladesh	12,3269	31,6892	19,3623
Brasil	37,4209	87,7709	50,3500
Canadá	14,6135	14,6135	0,0000
Chile	4,9073	16,3349	11,4275
China	195,8508	195,8508	0,0000
Colômbia	9,8763	20,2337	10,3574
Coréia do Sul	20,4589	20,4589	0,0000
Egito	17,1333	41,5871	24,4538
Espanha	22,5462	41,2848	18,7387
Estados Unidos	112,4000	112,4000	0,0000
Filipinas	13,3863	26,9041	13,5178
France	29,1722	29,1722	0,0000
Grécia	6,1778	12,5832	6,4053
Guatemala	4,8099	4,8099	0,0000
Holanda	8,9119	8,9119	0,0000
Índia	106,6419	117,6277	10,9858
Indonésia	28,5435	82,0667	53,5231
Iran	16,0943	58,2205	42,1262
Itália	24,6504	40,5242	15,8738
Japão	80,3662	80,3662	0,0000
Marrocos	7,4786	22,8431	15,3645
México	23,4907	75,6535	52,1629
Nova Zelândia	4,4717	5,6016	1,1300
Paquistão	18,2062	83,9701	65,7639
Polônia	8,3520	29,7216	21,3697
Reino Unido	13,2565	17,8416	4,5851
Romênia	5,1841	12,1974	7,0133
Rússia	18,0981	60,9373	42,8392
Síria	5,2662	11,7507	6,4844
Sudão	5,4485	6,4356	0,9871
Suécia	4,5593	4,5593	0,0000
Tailândia	12,9703	56,5445	43,5742
Turquia	26,4729	81,1643	54,6914
Ucrânia	4,5878	25,4885	20,9007
Venezuela	4,6026	12,8117	8,2091
Vietnam	8,5015	40,8468	32,3454

#### 4. CONCLUSÕES

Este artigo avalia a eficiência da produção dos principais produtores agrícolas mundiais no ano de 2003. Foi calculado o aumento potencial de produção devido à redução da ineficiência. Concluiu-se que se esses países estivessem trabalhando na fronteira eficiente, a produção agrícola mundial poderia aumentar em 104%.

Uma possível implicação para a política econômica resultante deste artigo é que um modo para minimizar a escassez de alimentos no mundo é reduzindo a ineficiência dos países produtores de bens agrícolas. Além disso, os resultados estatísticos também indicam que o Índice de Desenvolvimento Humano (*proxy* de renda) é uma variável importante para aumentar a eficiência agrícola. Entretanto, se por um lado se o aumento de renda dos países induz uma redução na ineficiência da produção agrícola, e assim aumento do suprimento, por outro lado, o mesmo aumento da renda pode provocar aumento na demanda por alimentos.

Os benefícios sociais líquidos da interação entre demanda e suprimento neste contexto não foram aqui estudados. É necessária pesquisa adicional nesta direção. Porém, uma conclusão interessante é que há espaço e tecnologia para aumentar a produção agrícola em cerca de 70%, sem requerer recursos adicionais.

#### 5. REFERÊNCIAS

- [1] Abbott, P.C.; Hurt, C.; Tyner, W.E. What's driving food prices?. Issue Report, Farm Foundation, July. 2008.
- [2] Asian Development Bank. Food prices and inflation in developing Asia: Is poverty reduction coming to an end?. 2008. Manila: Economics and Research Department. Disponível em: <http://www.adb.org/Documents/reports/food-prices-inflation/Flood-prices-Inflatio-pdf>. Acesso em: 08 jan. 2009.
- [3] Banker, R.D. Maximum likelihood, consistency and DEA: a statistical foundation. *Management Science*, v. 39, n. 10, p. 1265-1273, 1993.
- [4] Banker, R.D.; Natarajan, R. Statistical tests based on DEA efficiency scores. In: Cooper, W.W.; Seiford, L.M.; Zhu, J. (Eds.). *Handbook on Data Envelopment Analysis*. Boston: Kluwer International Series, p. 299-321, 2004.
- [5] Banker, R.D.; Natarajan, R. Evaluating contextual variables affecting productivity using data envelopment analysis. *Operations Research*, v. 56, p. 48-58, 2008.
- [6] Conover, W.J. *Practical Nonparametric Statistics*. New York: Wiley, 1998. 592p.
- [7] Dawe, D. Have recent increases in international cereal prices been transmitted to domestic economies? The experience in seven large Asian countries. ESA Working paper No. 08-03. Rome: Food and Agriculture Organization of the United Nations. 2008.
- [8] Dyson, T. Population growth and food production: recent global and regional trends. *Population and Development Review*, v. 20, n. 2, p. 397-411, 1994.
- [9] Food and Agriculture Organization. *FAO Statistical Yearbook 2005-2006*. 2006. Disponível em: [http://www.fao.org/statistics/yearbook/vol\\_1\\_1/index.asp](http://www.fao.org/statistics/yearbook/vol_1_1/index.asp). Acesso em: 27 abril 2009.
- [10] Food and Agriculture Organization of the United Nations. Growing demand on agriculture and rising prices of commodities: An opportunity for smallholders in low-income, agricultural-based countries?. Paper prepared by the Trade, Markets, and Agricultural Development Economics Division of FAO for the Round Table, 31st session of IFAD's Governing Council, Rome. 2008a.

- [11] Food and Agriculture Organization of the United Nations. Food and Agriculture Organization of the United Nations. – Statistics. 2008b. Disponível em: <http://www.fao.org/corp/statistics/en/>. Acesso em: 08 jan. 2009.
- [12] Fulginiti, L.E.; Perrin, R.K. LDC agriculture: Nonparametric Malmquist productivity indexes. *Journal of Development Economics*, v. 53, n. 2, p. 373-390, 1997.
- [13] International Food Policy Research Institute. Global Food Crises. Monitoring and Assessing Impact to Inform Policy Responses. Food Policy Report. Washington: IFPRI. 2008. Disponível em: <http://www.ifpri.org/pubs/fpr/pr19.pdf>. Acesso em: 08 jan. 2009.
- [14] Ivanic, M.; Martin, W. Implications of higher global food prices for poverty in low-income countries. Policy Research Working paper No. 4594. Development Research Group. Washington: World Bank. 2008.
- [15] Kutner, M.; Nachtsheim, C.; Neter, J.; Li, W. Applied Linear Statistical Models. 5th Edition. United States: McGraw-Hill, 2004. 1396p.
- [16] Nicholson, N.K.; Esseks, J.D. The politics of food scarcities in developing countries”. *International Organization*, v. 32, n. 3, p. 679-719, 1978.
- [17] Nin, A.; Channing, A.; Preckel, P.V. Is agricultural productivity in developing countries really shrinking? New evidence using a modified nonparametric approach. *Journal of Development Economics*, v. 71, n. 2, p. 395-415, 2003.
- [18] Organization for Economic Co-operation and Development. Rising food prices: causes and consequences. May. 2008. Disponível em: <http://www.oecdobserver.org/>. Acesso em: 08 jan. 2009.
- [19] OXFAM International. Oxfam International position on food prices. April. 2008. Disponível em: <http://www.oxfam.org/>. Acesso em: 08 jan. 2009.
- [20] Rosegrant, M.W. Biofuels and grain prices: impacts and policy responses. Washington: IFPRI. 2008. Disponível em: <http://www.ifpri.org/>. Acesso em: 08 jan. 2009.
- [21] Simar, L.; Wilson, P.W. Estimation and inference in two-stage, semi-parametric models of production processes. *Journal of Econometrics*, v. 136, n. 1, p. 31-64, 2007.
- [22] Souza, G.S.; Staub, R.B. Two-stage inference using data envelopment analysis efficiency measurements in univariate production models. *International Transactions in Operational Research*, v. 14, p. 245-258, 2007.
- [23] Thirtle, C.; Piesse, J.; Lusigi, A.; Suhariyanto, K. Multi-factor agricultural productivity, efficiency and convergence in Botswana, 1981–1996. *Journal of Development Economics*, v. 71, n. 2, p. 605-624, 2003.
- [24] United Nations Development Programme. Human Development Report 2007-2008. New York: Palgrave Macmillan. 2007. 383p.
- [25] Valdés, A.; Foster, W. Do high world commodity prices hurt or help family farms? A simulation case study for Chile. Paper presented at the FAO Expert Workshop on Policies for the Effective Management of Sustained Food Price Increases, Rome, July. 2008.
- [26] Von Braun, J.; Ahmed, A.; Asenso-Okyere, K.; Fan, S.; Gulati, A.; Hoddinott, J.; Pandya-Lorch, R.; Rosegrant, M.W.; Ruel, M.; Toreno, M.; van Rhee, T.; von Grebmer, K. High food prices: The what, who, and how of proposed policy action. Washington: IFPRI. 2008.
- [27] World Bank. Rising food prices: policy options and World Bank response. World Bank. 2008a. Disponível em: <http://siteresources.worldbank.org/>. Acesso em: 08 jan. 2009.

- [28] World Bank. Double jeopardy: Responding to high food and fuel prices. G8 Hokkaido-Toyako Summit, July. 2008b. Disponível em: <http://www.worldbank.org/html/extdr/foodprices/>. Acesso em: 08 jan. 2009.
- [29] World Bank. Data – World Development Indicators 2008.2008c. Disponível em: <http://publications.worldbank.org/GDF/>. Acesso em: 08 jan. 2009.
- [30] World Economic Forum. Global risks 2008: a global risk network report. January. 2008. Disponível em: <http://www.weforum.org/>. Acesso em: 08 jan. 2009.