



2017



UNIVERSIDADE DA BEIRA INTERIOR

Medição da eficiência na Saúde
Associação UE-UBI

João Pedro Marques Gomes

Ciências Sociais e Humanas

Medição da eficiência na Saúde

João Pedro Marques Gomes

Tese para obtenção do Grau de Doutor em
Economia
(3º ciclo de estudos)
(Associação Universidade de Évora - Universidade da Beira Interior)

Orientador: Prof. Doutor Pedro Pita Barros
Co-orientador: Prof. Doutor José Pires Manso

Covilhã, Fevereiro de 2017



UNIVERSIDADE DA BEIRA INTERIOR
Ciências Sociais e Humanas

Medição da eficiência na Saúde

João Pedro Marques Gomes

Tese para obtenção do Grau de Doutor em

Economia

(3º ciclo de estudos)

(Associação Universidade de Évora - Universidade da Beira Interior)

Orientador: Prof. Doutor Pedro Pita Barros
Co-orientador: Prof. Doutor José Pires Manso

Covilhã, Fevereiro de 2017

Dedicatória

À minha família

Agradecimentos

Eu não teria conseguido escrever este trabalho se não tivesse recebido o enorme apoio de um conjunto de pessoas, que foram absolutamente fundamentais para que pudesse chegar ao fim desta caminhada.

O Professor Doutor Pedro Pita Barros concedeu-me o privilégio de me voltar a aceitar como seu orientando. Foi um orientador excepcional. Esteve sempre disponível para discutir comigo o meu trabalho e foi um verdadeiro prazer assistir à sua forma superior de pensar. Agradeço-lhe a sua disponibilidade, partilha de conhecimento, que parece inesgotável, compreensão, e a muita paciência que me conferiu.

Mas para além disso, quero agradecer ao Professor Doutor Pedro Pita Barros pelo facto de me ter aberto as portas da Universidade depois de um longo período de tempo em que eu estive afastado, e por me ter proporcionado as condições necessárias para que eu pudesse voltar a acreditar que o meu futuro profissional pode mesmo passar pela vida científica. Isto deu-me a estabilidade, de que eu precisava, para que pudesse perspetivar a minha carreira científica a longo prazo, e foi esta estabilidade que fez com que este trabalho pudesse ter sido realizado.

O Professor Doutor José Pires Manso aceitou ser o coorientador deste trabalho. Agradeço-lhe por isso, e pela maneira sempre dedicada com que me acompanhou neste processo. Agradeço também aos meus colegas da *Nova Healthcare Initiative* pelo encorajamento que, implícita ou explicitamente, me deram.

Serei eternamente reconhecido aos meus Pais pelo seu apoio incondicional. Agradeço muito especialmente à minha família lá de casa tudo o que fizeram para que este trabalho fosse uma realidade. À Inês, que teve muitas vezes de comandar o barco sozinha. À Teresinha e ao Henrique, a quem roubei demasiadas horas de brincadeiras com o Pai.

Este trabalho teve o apoio financeiro da Fundação para a Ciência e a Tecnologia, através de bolsa de doutoramento SFRH/BD/8537/2002.

A todos, como dizemos na Beira Interior, bem hajam!

Resumo

Em Portugal, existe a ideia generalizada de que o setor público da saúde é mal gerido e é ineficiente. Apesar desta ideia, desconhece-se a extensão global do desperdício e não se sabe se todas as organizações públicas prestadoras de cuidados de saúde são igualmente ineficientes. A definição das medidas de gestão adequadas depende crucialmente desta informação. Além disso, neste debate, os centros de saúde são normalmente relegados para um segundo plano apesar de os cuidados de saúde primários serem chamados a desempenhar um papel cada vez mais importante na procura de sistemas de saúde globalmente mais eficientes.

Na literatura, existe uma discussão sobre a melhor forma de medir a eficiência das unidades produtivas. Entre as críticas à aplicação dos métodos de fronteira de medição da eficiência, refere-se frequentemente que a precisão das estimativas resultantes destes métodos depende da utilização de modelos adequados e bem especificados.

Poucos são os artigos que estudam o papel de fatores exógenos, que fogem ao controlo das unidades produtivas mas que influenciam fortemente o processo de produção. A maior parte dos artigos que o fazem adota um procedimento em duas etapas que ignora a influência das variáveis exógenas no momento em que a eficiência das unidades produtivas é medida. Outros procedimentos calculam as estimativas de eficiência considerando simultaneamente os fatores exógenos mas a aplicação destes procedimentos é uma abordagem pouco explorada.

Além disso, a abordagem paramétrica é de longe a abordagem menos utilizada para medir a eficiência das unidades de saúde.

Neste trabalho, propomo-nos responder às seguintes perguntas de investigação:

- 1) Qual é o valor do desperdício do setor público da Saúde em Portugal? Quanto pode o setor público da Saúde realmente poupar e simultaneamente continuar a prestar o mesmo nível de cuidados?
- 2) Os cortes orçamentais devem ser proporcionalmente iguais em todas as unidades de saúde? Em todos os hospitais e, ou, em todos os centros de saúde?
- 3) Qual é o custo mínimo de produção das unidades de saúde?
- 4) Agrupar os hospitais públicos portugueses pode torná-los mais eficientes?
- 5) Pode confiar-se nas estimativas dos métodos de fronteira de medição da eficiência, designadamente nas estimativas dos métodos paramétricos? As estimativas são sensíveis aos métodos de medição da eficiência?

Estimamos as funções custo dos hospitais públicos portugueses e dos centros de saúde portugueses e calculamos as suas estimativas de eficiência.

Estimamos as funções custo dos hospitais utilizando um modelo tradicional de fronteira estocástica, um modelo de efeitos aleatórios, um modelo SUR, e um modelo com heteroscedasticidade entre os hospitais. Estimamos as funções dos centros de saúde utilizando um modelo tradicional de fronteira estocástica, um modelo SUR, e um modelo com heteroscedasticidade entre os centros de saúde.

O cálculo dos níveis de eficiência decorre do pressuposto metodológico de que a diferença entre os custos observados e os custos estimados resultam de choques aleatórios e de um comportamento ineficiente.

Usamos dados longitudinais de 63 hospitais públicos portugueses do período 2002-2006 e dados de corte transversal de 335 centros de saúde portugueses do ano de 2005. Optou-se por utilizar dados destes períodos temporais em vez de utilizar dados de períodos mais recentes porque estes períodos temporais possibilitam a recolha de informação homogénea.

Se, no período entre 2002 e 2006, o hospital médio da amostra tivesse sido totalmente eficiente, ele teria gasto menos entre 24% e 33% do seu orçamento anual, i.e. entre 10.3 e 14.2 milhões de euros, sem reduzir o seu nível de prestação de cuidados de saúde.

Olhando para a globalidade da amostra dos hospitais, a poupança anual para o Serviço Nacional de Saúde (SNS) português teria sido igual a entre 2.6 e 3.6 mil milhões de euros se todos os hospitais da amostra tivessem sido eficientes.

Ao longo de todo o período entre 2002 e 2006, i.e. durante os cinco anos sob observação, o SNS teria poupado entre 13 e 18 mil milhões de euros. Este valor corresponde a 1.6 e 2.3 vezes as transferências do Orçamento de Estado de 2016 para o SNS, que se prevê que sejam iguais a 7.9 mil milhões de euros.

O indicador global de eficiência dos hospitais da amostra pertence ao intervalo 67%-76%. Isto coloca os hospitais públicos portugueses a meio de uma tabela de hospitais internacionais ordenados em função dos valores dos seus indicadores de eficiência. De acordo com a literatura internacional, os hospitais localizados na Alemanha, nos Estados Unidos da América, na Finlândia ou na Suíça, têm indicadores globais de eficiência iguais ou acima de 80%, e em alguns casos, acima dos 90%. No grupo dos hospitais da amostra estão os hospitais espanhóis, e dependendo do método de medição utilizado, os hospitais ingleses. Abaixo estão os hospitais indianos com indicadores globais de eficiência na ordem dos 40%-50%.

Se, no ano de 2005, o centro de saúde médio da amostra tivesse sido totalmente eficiente, ele teria gasto menos entre 3% e 36% do seu orçamento anual, i.e. entre 0.2 e 2.4 milhões de euros, sem reduzir o seu nível de prestação de cuidados de saúde.

Olhando para a globalidade da amostra dos centros de saúde, a poupança anual para o SNS teria sido igual a entre 64 e 764 milhões de euros se todos os centros de saúde da amostra tivessem sido eficientes.

Claramente, uns hospitais são mais eficientes do que outros e as diferenças de eficiência entre eles podem ser muito significativas. Por exemplo, as estimativas da poupança potencial do Hospital de São Sebastião variam entre 0% e 5% e as estimativas da poupança potencial do Hospital Pulido Valente variam entre 40% e 46%. Isto também acontece com os centros de saúde. Por esta razão, os cortes orçamentais não devem ser proporcionalmente iguais em todos os hospitais e, ou, em todos os centros de saúde.

Com os mínimos e os máximos das estimativas de eficiência, e das estimativas de poupança potencial das organizações de saúde, construíram-se intervalos de variação das estimativas. Tendo em conta a grande dissemelhança dos métodos de medição da eficiência utilizados, considera-se que os verdadeiros valores da eficiência, e os verdadeiros valores da poupança que é possível realizar, estão necessariamente dentro dos limites destes intervalos.

O limite inferior dos intervalos diz-nos qual é o valor mínimo da poupança que é efetivamente possível realizar. O limite superior dos intervalos diz-nos qual é o valor máximo a partir do qual cortes orçamentais implicam forçosamente cortar na produção de cuidados de saúde. A utilidade prática disto não é despicienda.

Além disso, observaram-se deseconomias de escala no hospital médio que tem 284 camas. Uma vez que as elasticidades de escala de longo prazo não estão longe de 1, os efeitos de escala não são expressivos e o hospital médio está perto da sua dimensão ótima. Concluiu-se que, para a taxa de ocupação observada de 79.4%, a dimensão ótima do hospital médio é da ordem das 250 camas.

Do ponto de vista dos custos médios, nem sempre é bom agrupar os hospitais. Só existe vantagem em fazê-lo até ao ponto em que a soma das suas dimensões individuais é inferior à dimensão para a qual existem deseconomias de escala. Por esta razão, é prejudicial agrupar hospitais quando a soma das dimensões individuais dos hospitais é igual ou superior a 284 camas, mas é vantajoso fazê-lo se a soma das dimensões individuais dos hospitais for da ordem das 250 camas.

Este resultado é consistente com a literatura que utilizou dados de hospitais portugueses e é consistente com a literatura internacional.

Finalmente, concluiu-se que as estimativas de eficiência são sensíveis aos métodos de medição utilizados e que também são influenciadas pela escolha da tecnologia pré-definida.

Palavras-chave

Eficiência, Medição da eficiência, Saúde, Hospitais, Unidades de cuidados de saúde primários, Métodos de fronteira, Medição do desempenho, Serviço Nacional de Saúde, Portugal

Abstract

In Portugal, there is the general perception that the public health care sector is poorly managed and that it is inefficient. Despite this perception, the global extent of waste is unknown and it is not known whether all public organizations that provide health care are equally inefficient. The definition of appropriate management measures depends crucially on this information. Moreover, in this debate, the primary health care centers are usually relegated to a second plane even though primary health care is called to play an increasingly important role in the quest for more efficient health systems.

In the literature, there is a discussion about the best way to measure the efficiency of the production units. Among the criticisms of the application of frontier methods of efficiency measurement, it is often referred that the accuracy of the estimates of such methods depends on the use of appropriate and well-specified models.

Few articles explore the role of exogenous factors, which are beyond the control of the production units but strongly influence the production process. Most articles that do so adopt a two-step procedure that ignores the influence of exogenous variables at the time the efficiency of the production units is measured. Other procedures compute the efficiency estimates while considering the exogenous factors but the application of these procedures is little explored.

In addition, the parametric approach is far less used to measure the efficiency of health care organizations.

In this work, we intend to answer the following research questions:

- 1) What is the value of waste in the public health care sector in Portugal? How much can the public health care sector in Portugal actually save and simultaneously continue to provide the same level of care?
- 2) Should the budget cuts be proportionally equal in all health care units? In all hospitals and, or, in all primary health care centers?
- 3) What is the minimum production cost of the health care organizations?
- 4) Would grouping Portuguese public hospitals together make them more efficient?
- 5) May one rely on the estimates of the frontier methods of efficiency measurement, including the estimates of the parametric methods? Are the estimates sensitive to the methods of efficiency measurement?

We estimate the cost functions of the Portuguese public hospitals and the Portuguese primary health care centers, and compute their efficiency estimates.

We estimate the cost functions of the hospitals using a traditional stochastic frontier model, a random effects model, a SUR model, and a model with heteroscedasticity among hospitals. We estimate the functions of the primary health care centers using a traditional stochastic frontier model, a SUR model, and a model with heteroscedasticity among primary health care centers.

The computation of the efficiency estimates relies on the methodological assumption that the difference between the observed costs and the estimated costs is due to random shocks and inefficient behavior.

We use longitudinal data from 63 Portuguese public hospitals covering the period 2002-2006, and cross-sectional data from 335 Portuguese primary health care centers of the year of 2005. We decided to use data from these periods of time instead of using data from more recent periods because these periods of time make it possible to collect homogeneous information.

If, between 2002 and 2006, the average hospital of the sample had been fully efficient, it would have spent less between 24% and 33% of its annual budget, i.e. between 10.3 and 14.2 million euros, without reducing its level of care.

Looking at the whole sample of hospitals, the annual savings for the Portuguese National Health Service (NHS) would have been equal to between 2.6 and 3.6 billion euros if all the hospitals in the sample had been efficient.

Throughout the period between 2002 and 2006, i.e. during the five years under review, the Portuguese NHS would have saved between 13 and 18 billion euros. This corresponds to 1.6 and 2.3 times the transfer from the 2016 Portuguese state budget to the Portuguese NHS, which is expected to be equal to 7.9 billion euros.

The indicator of overall efficiency of the hospitals in the sample belongs to the range 67% - 76%. This places the Portuguese public hospitals in the middle of a ranking of international hospitals ordered according to the values of their indicators of efficiency. According to the literature, the hospitals located in Germany, the United States, Finland or Switzerland, have indicators of overall efficiency that are equal to or above 80%, and in some cases above 90%. In the group of the hospitals of the sample are the Spanish hospitals, and depending on the measurement method used, the English hospitals. Below are the Indian hospitals with global efficiency indicators in the order of 40% -50%.

If, in 2005, the average primary health care center of the sample had been fully efficient, it would have spent less between 3% and 36% of its annual budget, i.e. between 0.2 and 2.4 million euros, without reducing its level of care.

Looking at the whole sample of primary health care centers, the annual savings for the Portuguese NHS would have been equal to between 64 and 764 million euros if all the primary health care centers in the sample had been efficient.

Clearly, some hospitals are more efficient than others and the efficiency differences among them can be very significant. For example, the estimates of potential savings of the *Hospital São Sebastião* vary between 0% and 5% and the estimates of potential savings of the *Hospital Pulido Valente* vary between 40% and 46%. This also happens with the primary health care centers. For this reason, the budget cuts should not be proportionally equal in all hospitals and, or, in all primary health care centers.

With the minimum and maximum values of the efficiency estimates, and the estimates of potential savings of the health care organizations, we built variation ranges of the estimates. Considering the wide dissimilarity of the methods of efficiency measurement used, we consider that the true values of efficiency, and the true value of savings that can be made, are necessarily within the limits of these ranges.

The lower limit of the intervals tells us what is the minimum amount of savings that is actually possible to achieve. The upper limit of intervals tells us what is the maximum value from which budget cuts imply necessarily cut in the production of health care. The practical utility of this is not inconsiderable.

Furthermore, we observed diseconomies of scale in the average hospital that has 284 beds. Since the long-term scale elasticities are not far from 1, the scale effects are not significant and the average hospital is close to its optimal size. We concluded that for the observed occupation rate of 79.4%, the optimal size of the average hospital is of the order of 250 beds.

From the point of view of average costs, it is not always good to group hospitals together. There is only advantage in doing so up to the point where the sum of their individual sizes is less than the size for which there are diseconomies of scale. For this reason, it is detrimental to group hospitals together when the sum of the individual sizes of hospitals is equal to or above 284 beds, but it is advantageous to do so if the sum of the individual sizes of hospitals is of the order of 250 beds.

This result is consistent with the literature that used data of Portuguese hospitals and it is consistent with the international literature.

Finally, we concluded that the efficiency estimates are sensitive to the methods of measurement used and that they are also influenced by the choice of the pre-defined technology.

Keywords

Efficiency, Efficiency measurement, Health, Primary health care centers, Frontier methods, Performance measurement, National Health Service, Portugal

Índice

Dedicatória	iii
Agradecimentos	v
Resumo	vii
Abstract	xi
Índice	xv
Lista de Figuras	xix
Lista de Tabelas	xxi
1. Introdução	1
2. Eficiência.....	11
2.1. Eficiência técnica, alocativa, e global	11
2.2. Eficiência de escala	17
3. Revisão da literatura.....	29
3.1. Eficiência.....	29
3.1.1. Métodos empíricos de fronteira de medição da eficiência	29
3.1.2. Aplicações dos métodos empíricos de fronteira às unidades de saúde	38
3.1.3. Eficiência das unidades de saúde portuguesas	45
3.1.3.1. Hospitais	45
3.1.3.2. Unidades prestadoras de cuidados de saúde primários	56
3.2. Eficiência de escala	59
3.2.1. Literatura internacional sobre eficiência de escala nos hospitais.....	61
3.2.2. Eficiência de escala dos hospitais públicos portugueses	65
4. Métodos utilizados	71
4.1. Hospitais	73
4.1.1. Modelo F	73
4.1.2. Modelo E	76
4.1.3. Modelo S	78
4.1.3.1. Modelo SUR	78
4.1.3.2. Estimativas do erro composto e estimativas de ineficiência.....	79
4.1.4. Modelo H.....	82
4.2. Centros de saúde.....	83
4.2.1. Modelo F	83
4.2.2. Modelo S	83
4.2.3. Modelo H.....	84
5. Tecnologia	87
5.1. Especificação da função custo	87
5.2. Cobb-Douglas	88

5.3. Translog	89
6. Hospitais.....	93
6.1. Dados	93
6.1.1. Amostra.....	93
6.1.2. Variáveis.....	96
6.2. Resultados	100
6.2.1. Estimativas de eficiência e comparação dos métodos	100
6.2.1.1. Cobb-Douglas	100
6.2.1.2. Translog	110
6.2.1.3. Cobb-Douglas e Translog	120
6.2.2. Indicadores de eficiência global e ganhos para o SNS	126
6.2.3. Economias de escala e dimensão ótima dos hospitais.....	130
7. Centros de saúde	133
7.1. Dados	133
7.1.1. Amostra.....	133
7.1.2. Variáveis.....	134
7.2. Resultados	139
7.2.1. Estimativas de eficiência e comparação dos métodos	139
7.2.1.1. Cobb-Douglas	139
7.2.1.2. Translog	143
7.2.1.3. Cobb-Douglas e Translog	147
7.2.2. Indicadores de eficiência global e ganhos para o SNS	151
8. Conclusões	153
8.1. Conclusões da investigação	153
8.2. Limitações e futuras linhas de investigação	156
9. Bibliografia.....	161
10. Anexo A.....	173
10.1. Elasticidade de escala e elasticidade custo-produto	173
10.2. Derivada parcial da forma logarítmica e elasticidade custo-produto	174
10.3. Elasticidade de escala global de longo prazo	175
10.3. Lema de Shephard.....	178
10.4. Poupança potencial	179
10.5. Estimções de fora da amostra.....	181
10.6. Aumento potencial da produção	182
10.7. Taxa de ocupação e número de camas para alojar todos os doentes internados	183
10.8. Centro de Saúde de São Mamede Santa Isabel.....	184
10.8.1. Análise gráfica preliminar	186
10.8.2. Alavancagem	187
10.8.3. Resíduos estudantizados.....	188
10.8.4. Diagrama LR	190

10.8.5. DFITS e distância de Cook	191
10.8.6. DFBETA	193
10.8.7. Gráficos de regressão parcial	195
10.8.8. Conclusão sobre a exclusão do centro de saúde da amostra.....	197
11. Anexo B	199

Lista de Figuras

Figura 1: Medição da eficiência técnica, da eficiência alocativa e da eficiência global	12
Figura 2: Fronteira de produção e área de produção tecnicamente ineficiente.....	16
Figura 3: Fronteira de custo e área de produção globalmente ineficiente	16
Figura 4: Eficiência de escala.....	18
Figura 5: Comparação entre a abordagem paramétrica dos métodos econométricos e a abordagem não-paramétrica dos métodos de programação matemática na construção da fronteira eficiente	34
Figura 6: Histograma dos hospitais públicos portugueses de finalidade geral por número médio de camas, 2002-2006	94
Figura 7: Histograma dos hospitais por intervalos de poupança potencial, Cobb-Douglas	102
Figura 8: Histograma dos hospitais por intervalos de poupança potencial, Translog	113
Figura 9: Histograma dos hospitais por intervalos de poupança potencial, F	123
Figura 10: Histograma dos hospitais por intervalos de poupança potencial, E.....	123
Figura 11: Histograma dos hospitais por intervalos de poupança potencial, S.....	124
Figura 12: Histograma dos hospitais por intervalos de poupança potencial, H	124
Figura 13: Histograma dos centros de saúde por intervalos de poupança potencial, Cobb-Douglas.....	140
Figura 14: Histograma dos centros de saúde por intervalos de poupança potencial, Translog	145
Figura 15: Histograma dos centros de saúde por intervalos de poupança potencial, F.....	149
Figura 16: Histograma dos centros de saúde por intervalos de poupança potencial, S.....	149
Figura 17: Histograma dos centros de saúde por intervalos de poupança potencial, H	150
Figura A. 1: Diagrama de dispersão de C e k (em logaritmos naturais)	186
Figura A. 2: Diagrama LR	190
Figura A. 3: Gráfico de regressão parcial de C e q (em logaritmos naturais)	196
Figura A. 4: Gráfico de regressão parcial de C e ω (em logaritmos naturais).....	196
Figura A. 5: Gráfico de regressão parcial de C e k (em logaritmos naturais).....	197

Lista de Tabelas

Tabela 1: Métodos de fronteira de medição da eficiência mais utilizados na literatura	30
Tabela 2: Hospitais - Definição das variáveis.....	95
Tabela 3: Hospitais - Estatísticas descritivas das variáveis dos hospitais da amostra.....	95
Tabela 4: Hospitais - Estatísticas descritivas das variáveis dos hospitais de fora da amostra, k < 51	95
Tabela 5: Hospitais - Estatísticas descritivas das variáveis dos hospitais de fora da amostra, k > 650	96
Tabela 6: Hospitais - Resultados da estimação, F, E, Cobb-Douglas.....	100
Tabela 7: Hospitais - Resultados da estimação, S, H, Cobb-Douglas	100
Tabela 8: Estatísticas descritivas dos indicadores de eficiência dos hospitais (%), Cobb-Douglas	101
Tabela 9: Frequências absolutas dos hospitais por intervalos de poupança potencial, Cobb- Douglas.....	102
Tabela 10: Hospitais - Teste W de Shapiro-Wilk (H_0 : a variável segue uma distribuição Normal), Cobb-Douglas	102
Tabela 11: Poupança potencial dos hospitais (%), Cobb-Douglas.....	103
Tabela 12: Resultados da estimação de fora da amostra, F, E, Cobb-Douglas, k < 51	104
Tabela 13: Resultados da estimação de fora da amostra, S, H, Cobb-Douglas, k < 51	104
Tabela 14: Resultados da estimação de fora da amostra, F, E, Cobb-Douglas, k > 650.....	105
Tabela 15: Resultados da estimação de fora da amostra, S, H, Cobb-Douglas, k > 650	105
Tabela 16: Hospitais - Estatísticas descritivas da diferença em valor absoluto das estimativas individuais de poupança potencial (%), Cobb-Douglas.....	106
Tabela 17: Rankings de eficiência dos hospitais, Cobb-Douglas.....	106
Tabela 18: Hospitais - Correlações de Spearman, Cobb-Douglas.....	108
Tabela 19: Hospitais - Teste t para amostras emparelhadas (H_0 : as duas médias são iguais), Cobb-Douglas	108
Tabela 20: Hospitais - Teste de sinal-ordenação de Wilcoxon (H_0 : as duas distribuições são iguais), Cobb-Douglas.....	108
Tabela 21: Hospitais - Resultados da estimação, F, E, Translog	110
Tabela 22: Hospitais - Resultados da estimação, S, H, Translog	111
Tabela 23: Estatísticas descritivas dos indicadores de eficiência dos hospitais (%), Translog	113
Tabela 24: Frequências absolutas dos hospitais por intervalos de poupança potencial, Translog	114
Tabela 25: Hospitais - Teste W de Shapiro-Wilk (H_0 : a variável segue uma distribuição Normal), Translog	114
Tabela 26: Poupança potencial dos hospitais (%), Translog.....	114

Tabela 27: Resultados da estimação de fora da amostra, F, E, Translog, $k < 51$	116
Tabela 28: Resultados da estimação de fora da amostra, S, H, Translog, $k < 51$	116
Tabela 29: Resultados da estimação de fora da amostra, F, E, Translog, $k > 650$	116
Tabela 30: Resultados da estimação de fora da amostra, S, H, Translog, $k > 650$	117
Tabela 31: Hospitais - Estatísticas descritivas da diferença em valor absoluto das estimativas individuais de poupança potencial (%), Translog.....	118
Tabela 32: Rankings de eficiência dos hospitais, Translog	118
Tabela 33: Hospitais - Correlações de Spearman, Translog	120
Tabela 34: Hospitais - Teste t para amostras emparelhadas (H_0 : as duas médias são iguais), Translog.....	120
Tabela 35: Hospitais - Teste de sinal-ordenação de Wilcoxon (H_0 : as duas distribuições são iguais), Translog.....	120
Tabela 36: Hospitais - Teste de Wald e teste LR	121
Tabela 37: Estatísticas descritivas dos indicadores de eficiência dos hospitais (%), Cobb-Douglas e Translog	122
Tabela 38: Hospitais - Estatísticas descritivas das estimativas individuais de poupança potencial e da diferença em valor absoluto entre as estimativas individuais de poupança potencial (%), Cobb-Douglas e Translog	125
Tabela 39: Hospitais - Correlações de Spearman, Cobb-Douglas e Translog	125
Tabela 40: Hospitais - Teste t para amostras emparelhadas (H_0 : as duas médias são iguais), Cobb-Douglas e Translog	125
Tabela 41: Hospitais - Teste de sinal-ordenação de Wilcoxon (H_0 : as duas distribuições são iguais), Cobb-Douglas e Translog	126
Tabela 42: Hospitais - Estatísticas descritivas dos valores extremos dos indicadores de eficiência (%), Cobb-Douglas e Translog.....	126
Tabela 43: Hospitais - Valores extremos da poupança potencial (%), Cobb-Douglas e Translog	127
Tabela 44: Média das estimativas individuais de poupança potencial dos hospitais, poupança potencial anual do hospital médio, e poupança anual dos hospitais da amostra, Cobb-Douglas e Translog	129
Tabela 45: Aumento potencial da produção do hospital médio, Cobb-Douglas.....	129
Tabela 46: Taxa de ocupação e soluções para alojar o aumento potencial do número de doentes saídos do hospital médio, Cobb-Douglas	130
Tabela 47: Elasticidade de escala global e elasticidade de custo, Cobb-Douglas e Translog .	131
Tabela 48: Centros de saúde - Definição das variáveis	134
Tabela 49: Centros de saúde - Estatísticas descritivas das variáveis da amostra.....	134
Tabela 50: Centros de saúde - Resultados da estimação, Cobb-Douglas	139
Tabela 51: Estatísticas descritivas dos indicadores de eficiência dos centros de saúde (%), Cobb-Douglas	140

Tabela 52: Frequências absolutas dos centros de saúde por intervalos de poupança potencial, Cobb-Douglas	141
Tabela 53: Centros de saúde - Teste W de Shapiro-Wilk (H_0 : a variável segue uma distribuição Normal), Cobb-Douglas	141
Tabela 54: Centros de saúde - Estatísticas descritivas da diferença em valor absoluto entre as estimativas individuais de poupança potencial (%), Cobb-Douglas	142
Tabela 55: Centros de saúde - Correlações de Spearman, Cobb-Douglas	142
Tabela 56: Centros de saúde - Teste de sinal-ordenação de Wilcoxon (H_0 : as duas distribuições são iguais), Cobb-Douglas	142
Tabela 57: Centros de saúde - Resultados da estimação, Translog	143
Tabela 58: Estatísticas descritivas dos indicadores de eficiência dos centros de saúde (%), Translog	144
Tabela 59: Frequências absolutas dos centros de saúde por intervalos de poupança potencial, Translog	145
Tabela 60: Centros de saúde - Teste W de Shapiro-Wilk (H_0 : a variável segue uma distribuição Normal), Translog	146
Tabela 61: Centros de saúde - Estatísticas descritivas da diferença em valor absoluto das estimativas individuais de poupança potencial (%), Translog	146
Tabela 62: Centros de saúde - Correlações de Spearman, Translog	146
Tabela 63: Centros de saúde - Teste de sinal-ordenação de Wilcoxon (H_0 : as duas distribuições são iguais), Translog	147
Tabela 64: Centros de saúde - Teste de Wald e teste LR	148
Tabela 65: Estatísticas descritivas dos indicadores de eficiência dos centros de saúde (%), Cobb-Douglas e Translog	148
Tabela 66: Centros de saúde - Estatísticas descritivas das estimativas individuais de poupança potencial e da diferença em valor absoluto entre elas (%), Cobb-Douglas e Translog ..	150
Tabela 67: Centros de saúde - Correlações de Spearman, Cobb-Douglas e Translog	151
Tabela 68: Centros de saúde - Teste de sinal-ordenação de Wilcoxon (H_0 : as duas distribuições são iguais), Cobb-Douglas e Translog	151
Tabela 69: Estatísticas descritivas dos valores extremos dos indicadores de eficiência dos centros de saúde (%), Cobb-Douglas e Translog	151
Tabela 70: Média das estimativas individuais de poupança potencial dos centros de saúde, poupança potencial anual do centro de saúde médio, e poupança anual dos centros de saúde da amostra, Cobb-Douglas e Translog	152
Tabela A. 1: Opções de estimação de fora da amostra, Translog	182
Tabela A. 2: Centros de saúde com a alavancagem superior ao ponto de corte	188
Tabela A. 3: Centros de saúde com o resíduo estudantizado em valor absoluto superior a 2	190
Tabela A. 4: Centros de saúde com a medida DFITS em valor absoluto superior ao ponto de corte	193

Tabela A. 5: Centros de saúde com a distância de Cook superior ao ponto de corte	193
Tabela A. 6: Centros de saúde com a medida DFBETA de q (em logaritmos naturais) superior ao ponto de corte	194
Tabela A. 7: Centros de saúde com a medida DFBETA de ω (em logaritmos naturais) superior ao ponto de corte	195
Tabela A. 8: Centros de saúde com a medida DFBETA de k (em logaritmos naturais) superior ao ponto de corte	195
Tabela B. 1: Poupança potencial dos centros de saúde (%), Cobb-Douglas.....	199
Tabela B. 2: Rankings de eficiência dos centros de saúde, Cobb-Douglas.....	204
Tabela B. 3: Poupança potencial dos centros de saúde (%), Translog.....	210
Tabela B. 4: Rankings de eficiência dos centros de saúde, Translog.....	216
Tabela B. 5: Valores extremos da poupança potencial dos centros de saúde (%), Cobb-Douglas e Translog	221

1. Introdução

O tema da medição da eficiência na Saúde encontra-se no centro do debate sobre o futuro da prestação de cuidados de saúde nos países desenvolvidos.

Ao longo das últimas décadas, as despesas com cuidados de saúde nos países desenvolvidos têm crescido continuamente e a taxas de crescimento que são frequentemente superiores às taxas de crescimento das economias destes países (OECD 2015a).

Segundo (OECD 2015b), a despesa corrente com cuidados de saúde dos países membros da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Económico (OCDE) foi igual a 7.2% do Produto Interno Bruto (PIB) no ano 2000 e 8.9% do PIB no ano de 2012. O peso relativo da despesa corrente com cuidados de saúde dos países membros da OCDE, no PIB deste grupo de países, aumentou 23.6% em 13 anos.

Em alguns países, como é o caso dos Estados Unidos da América (EUA), o ritmo ao qual os cuidados de saúde vão consumindo uma proporção cada vez maior da riqueza produzida é ainda maior. A despesa corrente com cuidados de saúde dos EUA foi igual a 12.5% do PIB no ano 2000 e 16.4% do PIB no ano de 2012 (OECD 2015b). O peso relativo da despesa corrente com cuidados de saúde dos EUA, no PIB norte-americano, aumentou 31.2% em 13 anos.

Algumas projeções apontam para a possibilidade de a maioria dos países membros da OCDE ter um consumo com cuidados de saúde igual a 20% do PIB no ano de 2050 (Kalinichenko et al. 2013; Drouin et al. 2008).

Este cenário faz com que alguns autores considerem que os custos com cuidados de saúde nos países desenvolvidos estão descontrolados (Hansen & Vincent 2015).

Esta situação é preocupante porque, se estes ritmos se mantiverem, os sistemas de saúde dos países desenvolvidos, tal como eles existem presentemente, poderão não ser financeiramente sustentáveis no futuro. Se esta tendência não for contrariada, a situação tenderá a agravar-se.

A esperança média de vida à nascença nos países desenvolvidos deverá manter uma tendência crescente, pelo que as populações dos países desenvolvidos deverão viver cada vez mais tempo. Consequentemente, não só será necessário prestar os mesmos cuidados de saúde aos mesmos utentes durante mais tempo, como também será necessário prestar cuidados de

saúde adicionais a estes utentes para tratar das doenças crónicas que tenderão a aparecer à medida que os utentes forem ficando mais velhos.

Segundo, novas terapêuticas medicamentosas, destinadas a pequenos grupos de utentes que sofrem de condições específicas e complexas, deverão sucessivamente continuar a entrar no mercado com preços particularmente elevados.

Terceiro, as taxas de natalidade de, pelo menos, alguns países desenvolvidos são demasiado baixas para que possa existir uma total renovação das gerações produtivas destes países. Os países desenvolvidos, que não forem capazes de renovar integralmente as suas gerações produtivas, tenderão a ter cada vez menos pessoas para produzir riqueza. Nesses países, poderá por isso faltar riqueza para suportar as despesas com cuidados de saúde, que tenderão a ser cada vez maiores.

Perante este cenário em que os cuidados de saúde absorvem uma proporção cada vez maior da riqueza produzida nos países desenvolvidos, e em que a sustentabilidade financeira futura dos sistemas de saúde destes países está em risco, tem crescido o interesse por saber como os dinheiros com os cuidados de saúde estão a ser gastos e a preocupação de garantir que os cuidados de saúde são prestados sem desperdício.

Inúmeros estudos ilustram esta ideia de que a busca da eficiência é um elemento central para contrariar o acelerado ritmo de crescimento das despesas com cuidados de saúde nos países desenvolvidos.

Por exemplo, (Ferreira et al. 2013) referem que “o estudo da eficiência deve ser um objetivo central para reduzir a despesa”. Em (European Commission 2010) pode ler-se que “aumentar a eficácia e a eficiência dos cuidados de saúde e retirar mais valor dos recursos atribuídos ao setor serão provavelmente um dos mais importantes desafios dos próximos anos”. (Jacobs et al. 2006) sustentam que “a busca da eficiência torna-se imperativa”.

A literatura relata também o interesse pela medição da eficiência na Saúde, que decorre do interesse pela busca da eficiência.

Por exemplo, (Cordero et al. 2015) referem que “tem existido um interesse cada vez maior por medir a eficiência no setor da Saúde”. (Cordero Ferrera et al. 2014) referem que “tem existido um grande interesse em avaliar o desempenho das organizações de saúde”. (Amado & Santos 2009) referem que “o interesse na medição da eficiência da prestação de cuidados de saúde tem crescido consideravelmente”. (Hollingsworth & Street 2006) referem que a análise da eficiência das organizações prestadoras de cuidados de saúde se tem tornado muito popular.

Em Portugal, a despesa corrente com cuidados de saúde também tem crescido muito. Ela foi igual a 8.3% do PIB no ano 2000 e 9.3% do PIB no ano de 2012 (OECD 2015b). O peso relativo da despesa corrente com cuidados de saúde em Portugal, no PIB português, cresceu 12% em 13 anos.

A preocupação com a sustentabilidade financeira do sistema público de Saúde também existe em Portugal, tal como também existe a preocupação de assegurar que os cuidados de saúde são prestados sem desperdício.

O setor público da Saúde tem merecido a atenção dos portugueses, e tem sido relativamente consensual considerar-se que, em Portugal, o setor público da Saúde é ineficiente.

Inúmeros autores suportam esta ideia. Por exemplo, (Azevedo & Mateus 2014b) afirmam que “é relativamente consensual Portugal apresentar como um dos seus grandes problemas a ineficiência do sistema, na medida em que gasta mal os recursos de que dispõe”. Um outro exemplo é (Harfouche 2012), que refere que “em Portugal tem sido consensual reconhecer-se que um dos principais problemas do sistema de saúde está na sua eficiência. Existe a crença generalizada de que o setor público de prestação de cuidados de saúde é um setor ineficiente, no sentido de que se gasta demasiado nesta prestação de cuidados e que, com o mesmo nível de recursos, se poderia produzir bastante mais.”

Apesar deste consenso, desconhece-se a extensão global do desperdício e o custo mínimo de produção do atual nível de cuidados de saúde.

Esta informação interessa para apoiar o debate sobre a sustentabilidade do sistema público de Saúde em Portugal. Com esta informação, poderá discutir-se se, no futuro, dependendo da evolução da receita fiscal do Estado português, e depois de eliminadas as chamadas “gorduras do Estado” na Saúde, o Estado português terá os recursos necessários para continuar a prestar o nível de cuidados de saúde que prestou até agora ou, se pelo contrário, alguns serviços de saúde deverão ser encerrados.

Além disso, com esta informação, poderá saber-se quanto o Estado português pode realmente poupar sem reduzir o nível de cuidados de saúde prestados. Repare-se que existe sempre um custo de oportunidade. Os recursos gastos sem necessidade no setor público da Saúde podem ser usados para uma outra finalidade.

Esta informação permite também dizer quanta atividade adicional seria possível produzir com a despesa global atual, se todo o setor público da Saúde em Portugal fosse eficiente.

Várias medidas foram já experimentadas para reduzir o desperdício no setor público da Saúde em Portugal.

Entre as medidas experimentadas, a redução dos orçamentos anuais de 2016 das unidades de saúde teve o objetivo de tornar estas unidades mais eficientes (Ministério da Saúde 2016). Por redução dos orçamentos anuais, deve entender-se uma redução orçamental que não envolve a redução proporcional de todos os vencimentos dos colaboradores da unidade de saúde.

Os membros dos conselhos de administração de alguns hospitais públicos contestam por vezes as reduções dos orçamentos anuais alegando que estas reduções conduzirão inevitavelmente a uma redução do nível de cuidados de saúde prestados nos seus hospitais.

Esta circunstância levanta a questão de saber como as autoridades nacionais devem fixar os orçamentos dos hospitais para garantir que as “gorduras” do setor público hospitalar são eliminadas. Devem fazê-lo na mesma proporção em todos os hospitais? Por exemplo, deve o Ministério da Saúde decretar que, de agora em diante, os hospitais devem produzir os atuais níveis de produção com menos 5%, 10%, ou 15% dos respetivos orçamentos? Quais seriam as implicações de uma medida como esta? Os cortes orçamentais conduziriam necessariamente a uma redução dos níveis de produção ou, pelo contrário, seria possível reduzir ainda mais os orçamentos sem diminuir a produção? Em que hospitais? Quanto?

Para responder a estas interrogações, é necessário saber se todos os hospitais são suficientemente similares ou não.

Deve calcular-se o custo mínimo de produção de cada hospital para quantificar o desperdício individual. Esta informação permitirá dizer escrupulosamente até onde os cortes orçamentais poderão ir sem comprometer a produção hospitalar, e a partir de que ponto os cortes levarão necessariamente a uma diminuição dos níveis de cuidados de saúde prestados.

Repare-se que esta discussão é particularmente pertinente. Pode haver quem pense que os cortes orçamentais devam ser proporcionalmente iguais em todos os hospitais porque todos os hospitais devem ser igualmente ineficientes uma vez que todos os hospitais são públicos, têm estruturas semelhantes, têm profissionais de saúde que foram treinados nas mesmas escolas, e todos estão diariamente expostos aos mesmos incentivos no trabalho.

Tudo o que se disse sobre os hospitais aplica-se também aos centros de saúde.

Os centros de saúde são habitualmente relegados para um segundo plano na discussão sobre a eficiência no setor público da Saúde. Esta circunstância ocorre em Portugal, como também no resto do mundo, ainda que os cuidados primários sejam crescentemente convidados a ter um

papel cada vez mais central para aumentar a eficiência dos sistemas de saúde dos países desenvolvidos, na sua globalidade (Cordero et al. 2015; Ham 2010).

Interessa discutir como os centros de saúde contribuem para a ineficiência do setor público da Saúde em Portugal, e saber se todos os centros de saúde são igualmente ineficientes ou não.

Os resultados da medição da eficiência das organizações de saúde podem ser utilizados para a contratualização do financiamento público destas organizações. Esta prática ainda não sucede em Portugal mas já foi experimentada em alguns países, designadamente no norte da Europa. Além disso, a informação sobre a eficiência das organizações também interessa às próprias unidades de saúde porque lhes permite adotar as medidas de gestão e os incentivos adequados para atingir os objetivos contratualizados com as autoridades nacionais.

Entre as medidas experimentadas para reduzir o desperdício no sector público da Saúde em Portugal, encontra-se também a intensa atividade dos últimos anos de fusão de hospitais e a subsequente criação de centros hospitalares. (Azevedo & Mateus 2014a) referem que, entre 98 hospitais em 1999, 70 hospitais foram objeto de fusão entre 1999 e 2011. O pico das fusões ocorreu em 2007.

Esta atividade de ajuntamento de hospitais foi desenvolvida com o argumento de que se estariam a explorar economias de escala, i.e. que os hospitais agrupados beneficiariam de um efeito de escala graças ao qual os hospitais agrupados teriam custos médios inferiores aos custos médios que teriam se os hospitais permanecessem separados.

(Azevedo & Mateus 2014a) afirmam que a fusão de hospitais foi “uma decisão política sem suporte da evidência ou avaliação dos resultados das primeiras experiências”, e referem que “a literatura internacional mostra poucos benefícios da fusão entre hospitais”. Também (Gonçalves 2008) e (Moreira 2008) alertam para a falta de estudos que se concentrem sobre a eficiência de escala dos hospitais públicos portugueses.

Ter-se-á avançado com as fusões de hospitais sem que antes tivessem sido realizados estudos prévios que as justificassem, e portanto sem que houvesse a certeza de que as fusões fariam aumentar a eficiência dos hospitais escolhidos. Pode suceder que alguns hospitais agrupados estejam atualmente sobredimensionados e que tenham um desempenho inferior ao desempenho que teriam se não tivessem sido agrupados.

Este trabalho pretende responder às perguntas de investigação seguintes:

- 1) Qual é o valor do desperdício do setor público da Saúde em Portugal? Quanto pode o setor público da Saúde realmente poupar e simultaneamente continuar a prestar o mesmo nível de cuidados?
- 2) Os cortes orçamentais devem ser proporcionalmente iguais em todas as unidades de saúde? Em todos os hospitais e, ou, em todos os centros de saúde?
- 3) Qual é o custo mínimo de produção das unidades de saúde?
- 4) Agrupar os hospitais públicos portugueses pode torná-los mais eficientes?
- 5) Pode confiar-se nas estimativas dos métodos de fronteira de medição da eficiência, designadamente nas estimativas dos métodos paramétricos? As estimativas são sensíveis aos métodos de medição da eficiência?

As perguntas de investigação 1), 2), e 3) referem-se à eficiência global das organizações de saúde. A pergunta de investigação 4) refere-se à eficiência de escala, que constitui uma outra dimensão da eficiência, e que está relacionada com a escala de produção e a dimensão ótima das organizações.

A pergunta de investigação 5) discute aspetos metodológicos frequentemente ignorados, mas aos quais se deve prestar atenção, sobretudo se as conclusões sobre a eficiência das unidades de saúde puderem ter implicações práticas para a fixação de objetivos de política de saúde.

Na literatura, existe um debate sobre a melhor forma de medir a eficiência das organizações. Agrupam-se habitualmente os métodos de medição da eficiência em dois grandes grupos. Um grupo agrupa os indicadores de desempenho. Um outro grupo agrupa os métodos empíricos de fronteira.

Este trabalho concentra-se nos métodos empíricos de fronteira. Dentro deste grupo, foca-se nos métodos paramétricos, e em particular nos modelos de fronteira estocástica. O interesse pelos modelos de fronteira estocástica decorre da circunstância de este método de medição da eficiência ser extremamente popular na literatura económica em geral mas relativamente pouco explorado na literatura que mede a eficiência das organizações de saúde.

A pertinência da pergunta de investigação 5) resulta dos inconvenientes que a aplicação dos modelos de fronteira estocástica apresenta.

Primeiro, a aplicação dos modelos de fronteira estocástica exige que se escolha à partida uma distribuição de probabilidade para a ineficiência das unidades produtivas. Segundo (Jacobs et al. 2006), a escolha da distribuição da ineficiência influencia as estimativas de eficiência. Não existem critérios metodológicos validados pela literatura para escolher uma distribuição de probabilidade em detrimento de outras.

Segundo, os modelos de fronteira estocástica calculam as estimativas sem impor a restrição do lema de Shephard, que constitui uma propriedade teórica fundamental das funções custo.

Terceiro, os modelos tradicionais de fronteira estocástica não admitem a hipótese de existir heteroscedasticidade entre as organizações. A variância dos custos pode ser diferente de um hospital para o outro, e, ou, de um centro de saúde para o outro.

Quarto, os modelos tradicionais de fronteira estocástica calculam as estimativas ignorando os efeitos dos fatores exógenos, que fogem ao controlo das unidades produtivas, mas que podem influenciar fortemente o processo produtivo.

Quinto, a escolha da tecnologia também pode afetar as estimativas de eficiência dos modelos de fronteira estocástica.

Responde-se à pergunta de investigação 5) através de análises de sensibilidade às estimativas de eficiência que resultam de abordagens de fronteira paramétricas alternativas. Entre estas, estão, por exemplo, os modelos de efeitos aleatórios e os modelos SUR. Os modelos de efeitos aleatórios permitem calcular as estimativas de eficiência quando os dados são longitudinais, e não têm o requisito de se ter de escolher a distribuição de probabilidade da ineficiência das unidades produtivas. Os modelos SUR permitem calcular as estimativas de eficiência através da metodologia COLS quando os dados são de corte transversal, e fazem as estimações com a restrição do lema de Shephard.

Interessa também fazer as estimações considerando os efeitos que os fatores exógenos podem ter sobre a eficiência das organizações. Na literatura, poucos artigos exploram o impacto que os fatores exógenos podem ter sobre a eficiência das organizações, e os artigos que o fazem, adotam geralmente um procedimento de duas etapas, que ignora os efeitos destas variáveis aquando da medição da eficiência. Muito poucos são os artigos que calculam as estimativas de eficiência ao mesmo tempo que consideram os efeitos dos fatores exógenos.

As análises de sensibilidade às estimativas de eficiência pretendem evidenciar os contrastes, que ocorrem por consequência das alterações metodológicas, e desta forma, contribuir para mitigar as limitações metodológicas dos métodos empíricos de fronteira e melhorar a precisão das estimativas.

Este trabalho utiliza dados dos hospitais públicos portugueses do período 2002-2006 e dados dos centros de saúde portugueses do ano de 2005.

Optou-se por utilizar dados destes períodos temporais em detrimento de dados de períodos mais recentes porque estes períodos temporais possibilitam a recolha de informação homogénea.

Repare-se no seguinte.

Primeiro, o período 2002-2006 é o período imediatamente anterior à intensa atividade de fusão dos hospitais dos anos de 2007, 2008, 2009, e 2011.

Segundo, a partir do ano de 2005, iniciou-se uma profunda transformação dos modelos de gestão das unidades prestadoras de cuidados primários, que paulatinamente se têm vindo a organizar em Unidades de Saúde Familiar - primeiro, do tipo A, e depois, também do tipo B.

Terceiro, o ano de 2006 é o ano em que começou a crise do *subprime* nos EUA, que suscitou a crise económica e financeira que Portugal atravessou ou ainda atravessa, e que justificou a introdução, em Portugal, de medidas fiscais e orçamentais austeras, designadamente a partir do ano de 2011.

Sob uma perspectiva científica de quem quer obter resultados tão precisos quanto possível, mas também sob uma perspectiva das implicações práticas que os resultados podem ter para a definição da política de saúde, considerou-se que seria mais útil fazer um diagnóstico da situação tal como ela era antes de terem ocorrido estes choques externos, que são alheios à atividade regular das unidades de saúde.

A materialização de um diagnóstico rigoroso contribui para o debate sobre a aplicação dos métodos empíricos de fronteira às organizações de saúde, e permite orientar o desenho das políticas de saúde e comparar com o que foi feito. Não seria possível fazê-lo com dados mais recentes. A fusão de hospitais, a mudança dos modelos de gestão das unidades prestadoras de cuidados primários, a crise económica e financeira e a introdução de medidas fiscais e orçamentais austeras em Portugal, trouxeram necessariamente ruído aos dados porque todos os agentes tiveram forçosamente de se ajustar.

Este trabalho está organizado da seguinte forma.

O Capítulo 2 apresenta uma revisão dos conceitos teóricos da eficiência que alicerçam os métodos empíricos de medição da eficiência utilizados neste trabalho. A Secção 2.1 distingue entre eficiência técnica, alocativa e global. A Secção 2.2 revisita o conceito de eficiência de escala.

O Capítulo 3 apresenta uma revisão da literatura sobre a eficiência.

A Secção 3.1 concentra-se na eficiência técnica, alocativa e global. A Subsecção 3.1.1 discute os métodos empíricos de fronteira de medição da eficiência, designadamente as abordagens paramétricas e não-paramétricas, determinísticas e estocásticas. A Subsecção 3.1.2 retrata a situação em que se encontra a literatura internacional que aplicou os métodos empíricos de fronteira às unidades de saúde, e discute aspetos metodológicos no contexto desta literatura. A Subsecção 3.1.3 oferece uma revisão da literatura que utilizou os métodos empíricos de fronteira para medir a eficiência dos hospitais e dos centros de saúde públicos portugueses.

A Subsecção 3.2 concentra-se na eficiência de escala. A Subsecção 3.2.1 oferece uma revisão da literatura internacional sobre a eficiência de escala nos hospitais. A Subsecção 3.2.2 oferece uma revisão da literatura sobre a eficiência de escala nos hospitais em Portugal.

O Capítulo 4 descreve as abordagens paramétricas escolhidas para estimar as funções custo e as técnicas utilizadas para calcular as estimativas de eficiência das organizações de saúde.

O Capítulo 5 especifica as funções custo que são utilizadas neste trabalho, e que resultam da tecnologia Cobb-Douglas e da forma funcional translog.

O Capítulo 6 concentra-se nos hospitais públicos portugueses. A Secção 6.1 apresenta os dados utilizados para fazer as estimações. A Secção 6.2 apresenta e discute os resultados. A Subsecção 6.2.1 apresenta as estimativas de eficiência e compara os resultados que decorrem das diferentes abordagens. A Subsecção 6.2.1.1 foca-se nos resultados que decorrem da tecnologia Cobb-Douglas. A Subsecção 6.2.1.2 foca-se nos resultados que decorrem da forma funcional translog. A Subsecção 6.2.1.3 compara os resultados que decorrem da tecnologia Cobb-Douglas e da forma funcional translog para cada modelo. A Subsecção 6.2.2 apresenta os indicadores de eficiência global e os ganhos que resultariam para o sistema público de Saúde em Portugal se todos os hospitais da amostra fossem eficientes. A Subsecção 6.2.3 discute as economias de escala e a dimensão ótima dos hospitais públicos portugueses.

O Capítulo 6 responde parcialmente, na medida em que se concentra apenas nos hospitais, às perguntas de investigação 1), 2) e 3), e responde às perguntas de investigação 4) e 5).

O Capítulo 7 concentra-se nos centros de saúde portugueses. A Secção 7.1 apresenta os dados usados para fazer as estimações. A Secção 7.2 apresenta e discute os resultados. A Subsecção 7.2.1 apresenta as estimativas de eficiência e compara os resultados dos diferentes métodos. A Subsecção 7.2.1.1 concentra-se nos resultados que decorrem da tecnologia Cobb-Douglas. A Subsecção 7.2.1.2 concentra-se nos resultados que decorrem da forma funcional translog. A Subsecção 7.2.1.3 compara os resultados que decorrem da tecnologia Cobb-Douglas e da forma funcional translog para cada modelo. A Subsecção 7.2.2 apresenta os indicadores de

eficiência global e os ganhos que resultariam para o sistema público de Saúde em Portugal se todos os centros de saúde da amostra fossem eficientes.

O Capítulo 7 responde parcialmente, na medida em que se foca apenas nos centros de saúde, às perguntas de investigação 1), 2) e 3), e também responde à pergunta de investigação 5).

O Capítulo 8 conclui, discute as limitações do trabalho e sugere linhas de investigação para o futuro.

As referências vêm no Capítulo 9. Os anexos estão no Capítulo 10.

2. Eficiência

O presente capítulo apresenta uma revisão dos conceitos teóricos da eficiência sobre os quais assentam os métodos empíricos de medição da eficiência utilizados neste trabalho.

Revisitam-se os conceitos de eficiência técnica, eficiência alocativa, eficiência global,¹ e de eficiência de escala.

2.1. Eficiência técnica, alocativa, e global

No seu artigo seminal, (Farrell 1957) fez a distinção entre três conceitos de eficiência nas organizações.

Segundo (Farrell 1957):

- 1) Existe eficiência técnica quando uma organização produz a quantidade máxima de produto que é tecnologicamente possível produzir com os recursos que está a usar.
- 2) Existe eficiência alocativa quando uma organização usa a combinação de recursos mais barata para produzir um determinado volume de produção.
- 3) Existe eficiência global quando ao mesmo tempo existe eficiência técnica e existe eficiência alocativa.

Pode reescrever-se a definição do conceito 1) de eficiência técnica da seguinte maneira:

- 1) Existe eficiência técnica quando não é tecnologicamente possível uma organização produzir um determinado volume de produção usando menos recursos.

Pode ilustrar-se os conceitos de eficiência de (Farrell 1957) através de um exemplo simples.

¹ Este trabalho utiliza esta terminologia para os diferentes conceitos de eficiência porque esta é a terminologia mais utilizada na literatura. Para efeitos de completude, deve referir-se também que alguns autores utilizam terminologias alternativas, e que, em particular, utilizam:

- a designação “eficiência tecnológica” para se referirem à “eficiência técnica” (Barros 2013);
- a designação “eficiência técnica” ou a designação “eficiência de preço” para se referirem à “eficiência alocativa” (Barros 2013; Hollingsworth 2008a); e, ou,
- a designação “eficiência económica” ou a designação “eficiência de custo” para se referirem à “eficiência global” (Barros 2013; Murillo-Zamorano 2004; Giuffrida & Gravelle 2001)

nos termos em que a eficiência técnica, a eficiência alocativa e a eficiência global são definidas mais à frente neste trabalho.

Considere-se a Figura 1 seguinte.

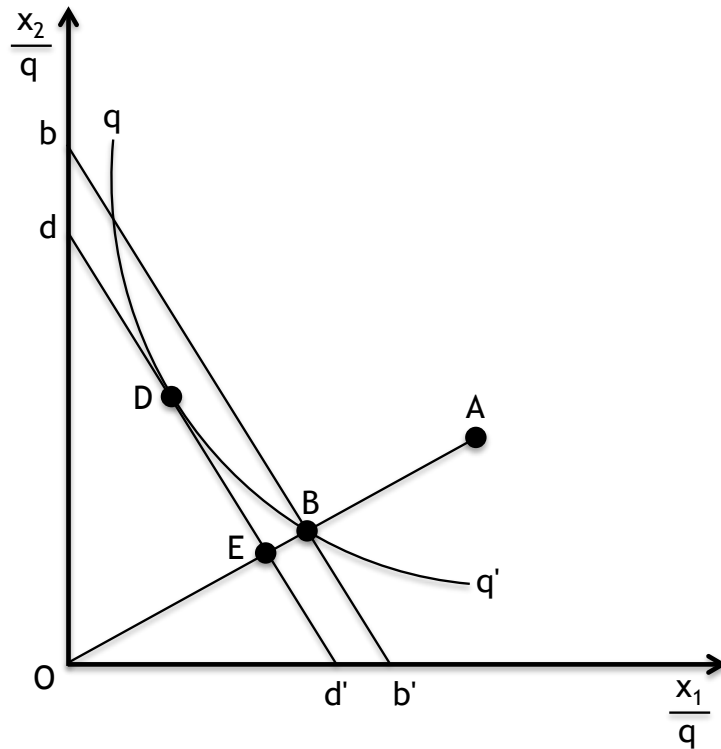


Figura 1: Medição da eficiência técnica, da eficiência alocativa e da eficiência global

A Figura 1 retrata o caso em que existe um único produto q , dois fatores de produção x_1 e x_2 , e em que o processo produtivo é descrito pela função produção $q = f(x_1, x_2)$.

Desenhou-se a Figura 1 assumindo que a função produção é linearmente homogénea porque esta hipótese simplifica a ilustração. No entanto, tudo o que se referir no contexto de uma função com rendimentos constantes à escala é igualmente válido no contexto de funções produção com rendimentos crescentes ou decrescentes à escala.

Imagine-se que a unidade produtiva produz 1 unidade de produto. qq' representa a isoquanta unitária.

O ponto de produção A é tecnicamente ineficiente porque, nesse ponto de produção, é tecnologicamente possível produzir mais do que 1 unidade de produto mas a organização não o faz. Por hipótese, a organização produz apenas 1 unidade de produto.

Uma outra forma de olhar para isto é dizer o seguinte.

O ponto de produção A é tecnicamente ineficiente porque, nesse ponto de produção, a organização está a usar mais recursos do que é necessário tecnologicamente para produzir 1

unidade de produto. A organização poderia produzir a mesma unidade de produto usando a mesma proporção de recursos mas com menores quantidades de cada fator de produção.

O nível de ineficiência técnica no ponto de produção A é medido pelo rácio seguinte:

$$\frac{BA}{OA} \quad (1)$$

O nível de eficiência técnica (ET) no ponto de produção A é igual a

$$1 - \frac{BA}{OA} = \frac{OB}{OA} \quad (2)$$

Além disso:

$$0 < ET \leq 1 \quad (3)$$

- $ET = 1$ significa que a organização é tecnicamente eficiente e que ela produz sobre a sua isoquanta eficiente, i.e. sobre a isoquanta que tem as combinações das quantidades mínimas de recursos que são tecnologicamente necessárias para produzir um determinado volume de produção.
- $ET < 1$ significa que a organização é tecnicamente ineficiente e que está a produzir sobre uma isoquanta ineficiente, i.e. sobre uma isoquanta que usa mais recursos do que é tecnologicamente necessário para produzir um determinado volume de produção.

A organização é tanto mais ineficiente quanto menor for ET .

Na Figura 1, se o objetivo da organização for produzir 1 unidade de produto:

- $ET = 1$ quando a organização está a produzir sobre a isoquanta unitária qq' ;
- $ET < 1$ quando a organização está a produzir sobre uma isoquanta que se encontra à direita da isoquanta unitária qq' .

Assuma-se agora que os preços de mercado dos fatores de produção são conhecidos.

O ponto de produção B está sobre a isoquanta unitária pelo que é tecnicamente eficiente. No entanto, o ponto de produção B não é alocativamente eficiente porque pode encontrar-se um outro ponto de produção sobre a isoquanta unitária que utiliza uma combinação de recursos mais barata.

Senão vejamos.

A produção de 1 unidade de produto no ponto de produção B tem o custo de produção descrito pela isocusto bb' . A produção de 1 unidade de produto no ponto de produção D tem o custo de produção descrito pela isocusto dd' .

O nível de ineficiência alocativa no ponto B é medido pelo rácio seguinte:

$$\frac{EB}{OB} \quad (4)$$

O nível de eficiência alocativa (EA) no ponto de produção B é igual a

$$1 - \frac{EB}{OB} = \frac{OE}{OB} \quad (5)$$

Além disso:

$$0 < EA \leq 1 \quad (6)$$

O ponto de produção D é o ponto ótimo de produção se a organização tiver o objetivo de produzir 1 unidade de produto e quiser fazê-lo minimizando os seus custos totais. Na Figura 1, não existe nenhuma outra combinação de fatores de produção que, com a tecnologia existente, permita produzir 1 unidade de produto e seja mais barata.

Finalmente ainda sobre a Figura 1, o ponto de produção D é globalmente eficiente porque ele é ao mesmo tempo tecnicamente eficiente e alocativamente eficiente.

O nível de eficiência global (EG) é igual à multiplicação das interações da eficiência técnica e da eficiência alocativa, e pode ser descrita da seguinte forma:

$$EG = ET \times EA = \frac{OB}{OA} \times \frac{OE}{OB} = \frac{OE}{OA} \quad (7)$$

Além disso, tal como acontece com ET e EA também:

$$0 < EG \leq 1 \quad (8)$$

Um outro aspeto que vale a pena ter em conta, e que decorre das definições dos conceitos de eficiência de (Farrell 1957), é o seguinte:

- Uma organização tecnicamente eficiente produz sobre a sua fronteira de produção;
- Uma organização globalmente eficiente produz sobre a sua fronteira de custo.²

Consequentemente:

- Uma organização tecnicamente ineficiente produz num ponto de produção que se encontra abaixo da sua fronteira de produção;
- Uma organização globalmente ineficiente produz num ponto de produção que se encontra acima da sua fronteira de custo.

As Figura 2 e Figura 3 ilustram o que acabou de ser referido num contexto simples em que existe um único produto q e um único fator de produção x .

A Figura 2 representa a fronteira de produção $q = f(x)$. Na Figura 2:

- A curva $q = f(x)$ representa a área onde é tecnicamente eficiente produzir.
- A área que se encontra abaixo da curva $q = f(x)$, i.e. onde $q < f(x)$, representa a área onde é tecnicamente ineficiente produzir.

A Figura 3 representa a fronteira de custo $C(q)$. Na Figura 3:

- A curva $C(q)$ representa a área onde é globalmente eficiente produzir.
- A área que se encontra acima da curva $C(q)$, i.e. onde $C > C(q)$, representa a área onde é globalmente ineficiente produzir.

² Ainda sobre a terminologia, a literatura utiliza também a designação “fronteira eficiente” para se referir à “fronteira de produção” ou à “fronteira de custo”.

Além disso, a literatura sobre a eficiência das organizações chama:

- “fronteira de produção” à “função produção”; e
- “fronteira de custo” à “função custo”,

nos termos em que a teoria microeconómica define a função produção e a função custo. Para que se ter a certeza que isto é de facto assim, cita-se de seguida (Puig-Junoy 2000) que refere o seguinte:

- “a fronteira de produção representa o nível máximo de produção que se pode obter para cada quantidade de recursos”; e
- “a fronteira de custo representa o custo mínimo realizável para cada quantidade de produção”.

Repare-se que estas são exatamente as definições da teoria microeconómica para a função produção e para a função custo.

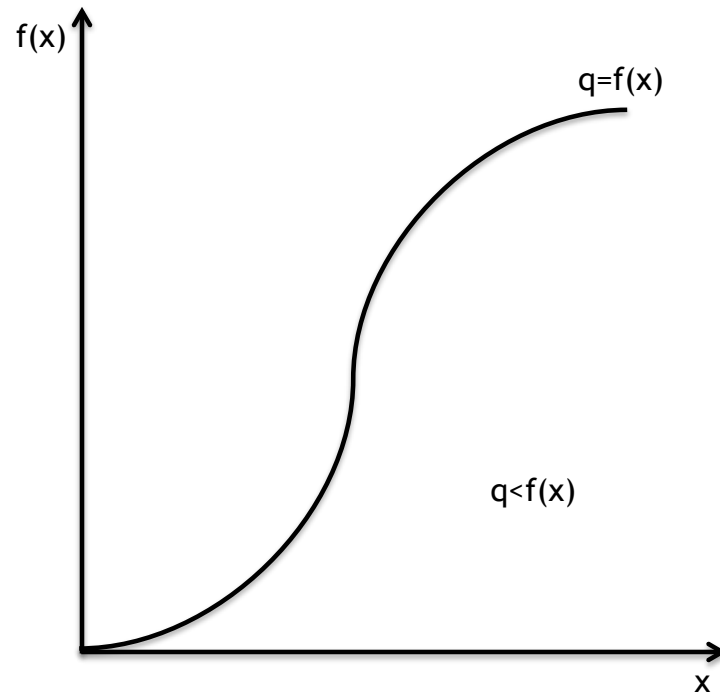


Figura 2: Fronteira de produção e área de produção tecnicamente ineficiente

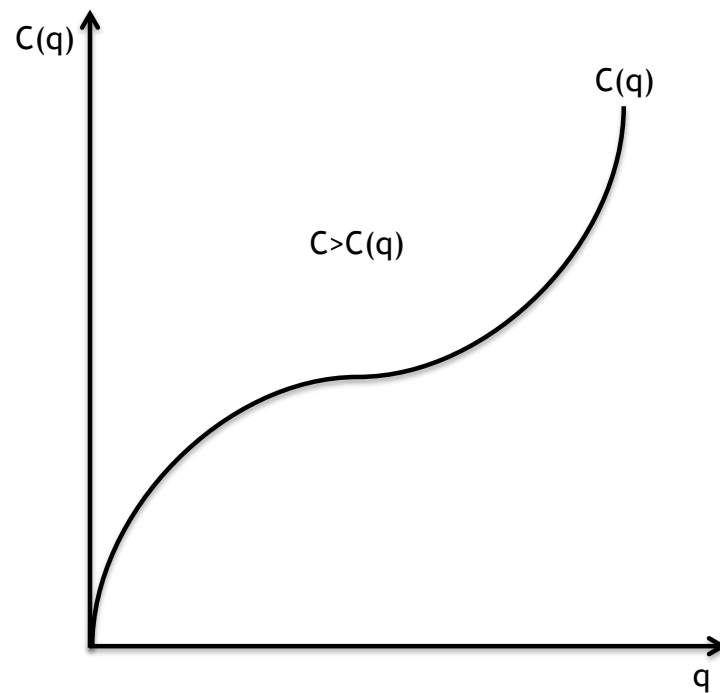


Figura 3: Fronteira de custo e área de produção globalmente ineficiente

Daqui em diante, sempre que referirmos a palavra “eficiência” sem mais nenhum adjetivo qualificativo à frente desta palavra, estaremos a referir-nos à “eficiência global”.

2.2. Eficiência de escala

(Farrell 1957) decompôs a eficiência global das organizações em eficiência técnica e eficiência alocativa assente no pressuposto de que as organizações têm o objetivo de produzir um determinado volume de produção minimizando os custos totais.

Os conceitos de eficiência de (Farrell 1957) não têm absolutamente nada que ver com a escolha do volume de produção. Todo o raciocínio de (Farrell 1957) é feito tomando como bom um determinado volume de produção que a organização terá escolhido anteriormente.

Muitas razões podem justificar a escolha do volume de produção das organizações. Por exemplo, as organizações podem escolher produzir o volume de produção que lhes maximiza o lucro. Outras organizações podem preferir produzir o volume de produção que lhes maximiza a sua quota de mercado.

O conceito de eficiência de escala está relacionado com a escolha do volume de produção. Este conceito pode aplicar-se às organizações individuais ou a grupos de organizações que produzem uma produção conjunta.

Segundo (Giuffrida & Gravelle 2001):

- Existe eficiência de escala quando, com a tecnologia existente, não é possível reduzir o custo total da produção mudando o volume de produção das organizações e o número de organizações.

Esta definição é especialmente útil no contexto da prestação pública de cuidados de saúde, em particular porque o argumento que é habitualmente invocado para justificar a fusão dos hospitais é o argumento de que a fusão dos hospitais produz um aumento da eficiência de escala ou mesmo atingir a eficiência de escala na produção (Azevedo & Mateus 2014b).

A Figura 4 permite ilustrar o conceito de eficiência de escala no contexto de um exemplo simples onde existe um único produto q .

Considere-se a Figura 4.

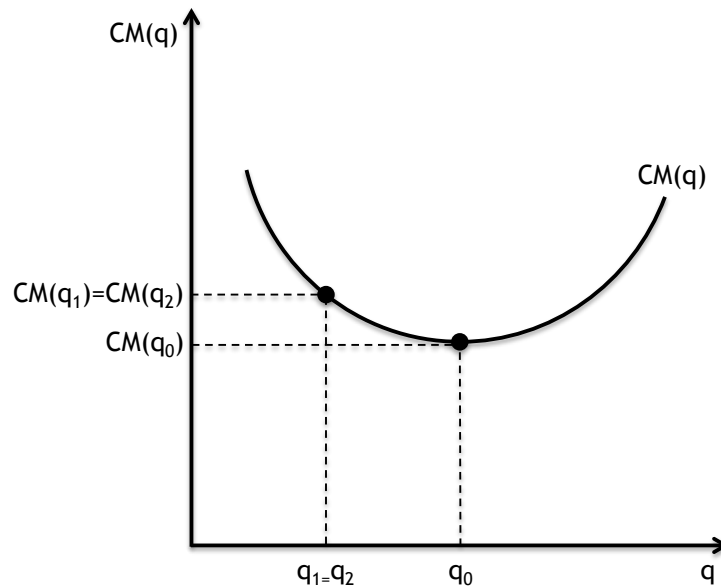


Figura 4: Eficiência de escala

A curva $CM(q)$ representa a curva do custo médio de produção do produto q . Assume-se que a mesma tecnologia é partilhada por todas as organizações e que $q_1 + q_2 = q_0$ porque isto facilita a exposição.

Existem duas situações.

Na primeira situação, existem duas organizações que individualmente produzem o volume de produção $q_1 = q_2$, e têm o custo médio de produção igual a $CM(q_1) = CM(q_2)$ e o custo total de produção representado pela área do retângulo que tem como altura a distância que, ao longo da ordenada, vai da origem até ao custo $CM(q_1) = CM(q_2)$, e como largura a distância que, ao longo da abcissa, vai da origem até ao volume de produção $q_1 = q_2$.

Nesta situação, o volume total da produção conjunta é igual a q_0 (porque $q_1 + q_2 = q_0$), o custo médio de produção é igual a $CM(q_1) = CM(q_2)$, o custo total da produção conjunta é igual a duas vezes a área do retângulo do custo total de produção individual descrito acima.

Na segunda situação, existe uma única organização que produz o volume de produção q_0 , e tem um custo médio de produção igual a $CM(q_0)$ e o custo total de produção representado pela área do retângulo que tem como altura a distância que, ao longo da ordenada, vai da origem até ao custo $CM(q_0)$, e como largura a distância que, ao longo da abcissa, vai da origem até ao volume de produção q_0 .

A concentração do mesmo volume de produção total numa única organização fez diminuir o custo total de produção no montante representado pela área do retângulo que tem como altura a distância que, ao longo da ordenada, vai do custo $CM(q_0)$ até ao custo $CM(q_1) =$

$CM(q_2)$, e como largura a distância que, ao longo da abcissa, vai da origem até ao volume de produção q_0 .

A esta redução do custo total de produção se chama um ganho de escala ou uma economia de escala.

Pode reescrever-se a definição do conceito de eficiência de escala da seguinte maneira:

- Existe eficiência de escala quando não existem economias de escala por explorar.

Da Figura 4, ressalta que não há economias de escala por explorar quando as organizações produzem o volume de produção que minimiza o custo médio de produção.

As economias de escala traduzem a relação entre a alteração do volume de produção e a alteração subsequente do custo total de produção.

Por definição:

- Existem economias (deseconomias) de escala quando um aumento do volume de produção provoca um aumento menos (mais) do que proporcional do custo total de produção.
- Não existem nem economias de escala nem deseconomias de escala quando um aumento do volume de produção provoca um aumento proporcional do custo total de produção.³

O conceito de economias de escala é particularmente útil porque é através da averiguação da presença ou não de economias de escala que é possível dizer se as organizações estão ou não a produzir a escala (ou volume) de produção eficiente.

Em particular:

- 1) A presença de economias de escala indica que as organizações estão a produzir um volume de produção que é menor do que a escala de produção eficiente.
- 2) A presença de deseconomias de escala indica que as organizações estão a produzir um volume de produção que é maior do que a escala de produção eficiente.
- 3) A ausência de economias de escala ou de deseconomias de escala indica que as organizações estão precisamente a produzir a escala de produção eficiente.

³ A literatura microeconómica diz também que “as economias de escala são constantes” para dizer que “não existem nem economias de escala nem deseconomias de escala”.

Na Figura 4:

- 1) Existem economias de escala por explorar à esquerda de q_0 .
- 2) Existem deseconomias de escala à direita de q_0 .
- 3) Não existem nem economias de escala nem deseconomias de escala em q_0 . q_0 é a escala de produção eficiente.

A elasticidade de escala constitui uma medida de economias de escala e este é o conceito que a literatura usa habitualmente para apurar se existem economias de escala ou não.

Revisitam-se agora o conceito de elasticidade de escala e os fundamentos teóricos sobre os quais assenta o método empírico de medição da elasticidade de escala que a literatura usa habitualmente, e que mede a elasticidade de escala usando estimativas de coeficientes da função custo.

Para começar, imagine-se que as organizações produzem um só produto.

Seja Ξ a elasticidade custo-produto:

$$\Xi \equiv \frac{\frac{\partial C(w, q)}{C(w, q)}}{\frac{\partial q}{q}} = \frac{\partial C(w, q)}{\partial q} \frac{q}{C(w, q)} \quad (9)$$

$C(w, q)$ é a função custo total de longo prazo.⁴ Ξ exprime a variação percentual dos custos de longo prazo induzida por uma variação percentual do volume de produção.

Matematicamente, pode escrever-se que um aumento do volume de produção provoca um aumento menos do que proporcional do custo total de produção da seguinte maneira:

$$\frac{\partial q}{q} > \frac{\partial C(w, q)}{C(w, q)} \quad (10)$$

Ou de modo equivalente:

$$\Xi < 1 \quad (11)$$

⁴ A função custo total de longo prazo é a função valor do problema de minimização de custos de longo prazo.

Considerando as definições sobre as economias de escala enunciadas acima, pode afirmar-se que:

- Existem economias de escala quando $\Xi < 1$;
- Existem deseconomias de escala quando $\Xi > 1$;
- Não existem nem economias de escala nem deseconomias de escala quando $\Xi = 1$.

Seja ξ a elasticidade de escala.

Por definição, a elasticidade de escala mede a variação percentual da quantidade produzida que ocorre por consequência de uma variação percentual proporcional de todos os fatores de produção.

No Anexo A, mostra-se que a elasticidade de escala é igual ao inverso da elasticidade custo-produto.

Formalmente:

$$\xi = \frac{1}{\Xi} \quad (12)$$

Fazendo o inverso de Ξ , pode afirmar-se também que:

- Existem economias de escala quando $\xi > 1$;
- Existem deseconomias de escala quando $\xi < 1$;
- Não existem nem economias de escala nem deseconomias de escala quando $\xi = 1$.

Imagine-se agora que as organizações produzem vários produtos.

Nas organizações que produzem mais do que um produto, o volume total de produção pode aumentar de duas maneiras.

Por um lado, os volumes de produção de uns produtos podem aumentar a taxas diferentes das taxas às quais aumentam os volumes de produção dos outros produtos. Por outro lado, os volumes de produção de todos os produtos podem aumentar proporcionalmente à mesma taxa.

Naturalmente, a composição relativa do cabaz de produção altera-se quando os volumes de produção de uns produtos crescem proporcionalmente mais, ou menos, do que os volumes de

produção dos outros produtos. A composição relativa do cabaz de produção não se altera quando os volumes de produção de todos os produtos crescem à mesma taxa.

Daqui resultam dois conceitos de economias de escala multiproduto. Existem as

- Economias de escala específicas a cada produto;
- Economias de escala globais⁵.

As economias de escala específicas a um produto são o resultado do aumento do volume de produção de um determinado produto enquanto os volumes de produção de todos os outros produtos não se alteram. As economias de escala específicas a um produto são medidas através da elasticidade de escala específica ao produto. A elasticidade de escala específica a um produto é igual ao inverso da elasticidade custo-produto do produto.

As economias de escala globais são o resultado de um aumento proporcional dos volumes de produção de todos os produtos. As economias de escala globais são medidas através da elasticidade de escala global. A elasticidade de escala global é igual ao inverso da soma das elasticidades custo-produto de cada produto.

Sejam

- Ξ_{qi} a elasticidade custo-produto específica ao produto q_i ;
- ξ_{qi} a elasticidade de escala específica ao produto q_i ; e
- ξ_g a elasticidade de escala global:

$$\Xi_{qi} \equiv \frac{\frac{\partial C(w, q)}{C(w, q)}}{\frac{\partial q_i}{q_i}} = \frac{\partial C(w, q)}{\partial q_i} \frac{q_i}{C(w, q)} \quad (13)$$

$$\xi_{qi} = \frac{1}{\Xi_{qi}} \quad (14)$$

$$\xi_g = \frac{1}{\sum_i \Xi_{qi}} \quad (15)$$

Podem reescrever-se Ξ_{qi} , ξ_{qi} e ξ_g da seguinte maneira:

⁵ A literatura sobre as economias de escala usa também a designação “economias de escala vetoriais” para se referir às “economias de escala globais”. Diz-se que as economias de escala são “vetoriais” porque graficamente os cabazes de produção encontram-se sobre um vetor que parte da origem.

$$\Xi_{qi} = \frac{\partial \ln C(w, q)}{\partial \ln q_i} \quad (16)$$

$$\xi_{qi} = \frac{1}{\frac{\partial \ln C(w, q)}{\partial \ln q_i}} \quad (17)$$

$$\xi_g = \frac{1}{\sum_i \frac{\partial \ln C(w, q)}{\partial \ln q_i}} \quad (18)$$

Podem reescrever-se Ξ_{qi} , ξ_{qi} e ξ_g desta maneira porque:

- 1) A derivada parcial da forma logarítmica da função custo em ordem ao logaritmo de um produto é igual à elasticidade custo-produto específica desse produto.

Formalmente:

$$\frac{\partial \ln C(w, q)}{\partial \ln q_i} = \frac{\partial C(w, q)}{\partial q_i} \frac{q_i}{C(w, q)} \quad (19)$$

No Anexo A, mostra-se que isto é assim.

- 2) Se a expressão (19) é verdadeira, então também a expressão (20) o é:

$$\sum_i \frac{\partial \ln C(w, q)}{\partial \ln q_i} = \sum_i \frac{\partial C(w, q)}{\partial q_i} \frac{q_i}{C(w, q)} \quad (20)$$

É necessário distinguir entre o longo prazo e o curto prazo.

Por definição:

- No longo prazo, as quantidades de todos os fatores de produção são variáveis.
- No curto prazo, a quantidade de pelo menos um fator de produção está fixo.

Por outras palavras:

- No longo prazo, as organizações podem usar as quantidades de fatores de produção que quiserem porque os recursos estão disponíveis.

- No curto prazo, as organizações não conseguem ajustar as quantidades utilizadas na produção de um ou mais fatores de produção e não têm acesso a maiores quantidades desses recursos.

Concentremo-nos nas economias de escala globais.

É necessário distinguir entre a elasticidade de escala global de curto prazo e a elasticidade de escala global de longo prazo para não cometer erros.⁶

A indicação de ganhos de escala no curto prazo pode induzir as organizações a produzir um volume de produção maior do que o volume de produção eficiente que minimiza os custos de longo prazo. Isto pode acontecer porque a elasticidade de escala global de curto prazo não leva em conta os ganhos de escala que podem ocorrer no longo prazo por também se ajustar as quantidades dos fatores de produção que, no curto prazo, estão fixas, e não só o volume de produção.

Obtém-se a elasticidade de escala global de curto prazo substituindo a função custo total de longo prazo $C(w, q)$ pela função custo variável $CV(w, \bar{k}, q)$ na expressão (18). A expressão (18) é a expressão da elasticidade de escala global.

Seja ξ_g^{cp} a elasticidade de escala global de curto prazo. Formalmente:

$$\xi_g^{cp} = \frac{1}{\sum_i \frac{\partial \ln CV(w, \bar{k}, q)}{\partial \ln q_i}} \quad (21)$$

Pode calcular-se a elasticidade de escala global de longo prazo a partir das funções de curto prazo.

Para o fazer, deve reconhecer-se o seguinte.

Primeiro, a função custo de curto prazo de uma unidade produtiva que tem $k = \bar{k}$ pode ser escrita como a soma da função custo variável e dos custos fixos. Formalmente:

$$C(w, \bar{k}, q) = CV(w, \bar{k}, q) + w_k \bar{k} \quad (22)$$

⁶ O conceito de economias de escala é um conceito de longo prazo. No curto prazo, é comum chamar-se às economias de escala “de curto prazo”, economias “de capacidade de utilização”.

$CV(w, \bar{k}, q)$ é a função valor do problema de minimização de custos de curto prazo. $CV(w, \bar{k}, q)$ é uma função das funções procura condicionais dos outros fatores de produção que dependem de \bar{k} .

Segundo, no longo prazo, as quantidades de todos os fatores de produção são variáveis. Pode escrever-se a função custo de longo prazo da seguinte maneira:

$$C(w, q) = CV[w, k(w, q), q] + w_k k(w, q) \quad (23)$$

$k(w, q)$ representa a função procura condicional de k e decorre do problema de minimização do custo total de longo prazo.

A equação (23) é especialmente útil porque descreve a relação entre a função custo total de longo prazo e a função custo total de curto prazo.

Pode escrever-se a função custo total de longo prazo desta maneira porque $CV[w, k(w, q), q]$ contém as funções procura condicionais dos outros fatores de produção que são elas próprias uma função da procura condicional (ou quantidade ótima) de longo prazo $k(w, q)$.

Terceiro, pode calcular-se a quantidade ótima de k que minimiza o custo total de longo prazo resolvendo o problema de minimização seguinte:

$$\min_k C(w, q) \Leftrightarrow \min_k CV[w, k(w, q), q] + w_k k(w, q) \quad (24)$$

$$k \geq 0$$

A solução deste problema é a seguinte. k minimiza o custo total de longo prazo quando:

$$\frac{\partial CV(w, k, q)}{\partial k} = -w_k \quad (25)$$

Esta é uma condição necessária (que resulta das condições de primeira ordem) e é conhecida como a “condição de envelope”.

Esta condição diz que o custo total de longo prazo é mínimo quando a organização emprega a quantidade de capital a partir da qual um aumento marginal da quantidade de capital usada faz diminuir o custo com os outros fatores de produção no exato montante do custo marginal do capital.

Esta é a condição de equilíbrio de longo prazo porque determina a procura condicional de capital de longo prazo $k(w, q)$ e exprime a relação entre as funções custo de curto prazo e de

longo prazo. Naturalmente, obtém-se $k(w, q)$ resolvendo a condição de envelope em ordem a k .

Quarto, e último, obtém-se a elasticidade de escala global de longo prazo substituindo $C(w, q)$ pelo lado direito da equação (23) na expressão (18). No Anexo A, mostra-se que se pode escrever a elasticidade de escala global de longo da seguinte maneira:

$$\xi_g = \frac{1 - \frac{\partial \ln CV[w, k(w, q), q]}{\partial \ln k}}{\sum_i \frac{\partial \ln CV[w, k(w, q), q]}{\partial \ln q_i}} \quad (26)$$

Esta abordagem tem o inconveniente de requerer que se conheça o preço do fator capital, o que nem sempre acontece na prática.

Quando o preço do fator capital não é conhecido, calcula-se a elasticidade de escala global de longo prazo usando a quantidade real de capital (que, no curto prazo, está fixa) em vez de se usar a quantidade ótima de capital. Por outras palavras, calcula-se a elasticidade de escala global de longo prazo nos pontos reais da atividade.

Formalmente, assume-se que:

$$\frac{\partial \ln CV[w, k(w, q), q]}{\partial \ln q_i} = \frac{\partial \ln CV(w, \bar{k}, q)}{\partial \ln q_i} \quad (27)$$

$$\frac{\partial \ln CV[w, k(w, q), q]}{\partial \ln k} = \frac{\partial \ln CV(w, \bar{k}, q)}{\partial \ln k} \quad (28)$$

Admitindo que $\hat{\alpha}_i$ e $\hat{\theta}$ são as estimativas dos coeficientes α_i e θ na função custo variável nos seguintes termos:

$$\frac{\partial \ln CV(w, \bar{k}, q)}{\partial \ln q_i} = \hat{\alpha}_i \quad (29)$$

$$\frac{\partial \ln CV(w, \bar{k}, q)}{\partial \ln k} = \hat{\theta} \quad (30)$$

Calcula-se a elasticidade de escala global de longo prazo assumindo que:

$$\frac{\partial \ln CV[w, k(w, q), q]}{\partial \ln q_i} = \hat{\alpha}_i \quad (31)$$

$$\frac{\partial \ln CV[w, k(w, q), q]}{\partial \ln k} = \hat{\theta} \quad (32)$$

As expressões seguintes sumariam toda esta informação.

Na prática, obtém-se a elasticidade de escala global de curto prazo através da expressão (33) e, quando o preço do fator capital não é conhecido, obtém-se a elasticidade de escala global de longo prazo através da expressão (34).

$$\xi_g^{cp} = \frac{1}{\sum_i \hat{\alpha}_i} \quad (33)$$

$$\xi_g = \frac{1 - \hat{\theta}}{\sum_i \hat{\alpha}_i} \quad (34)$$

Estas expressões serão utilizadas adiante neste trabalho para efeitos de análise empírica.

3. Revisão da literatura

3.1. Eficiência

Os métodos de medição da eficiência são habitualmente agrupados em dois grandes grupos. Um grupo reúne os chamados indicadores de desempenho, como os tradicionais rácios *output-input*. O outro grupo reúne os métodos empíricos de fronteira. (Moreira 2008)

Os indicadores de desempenho medem elementos particulares do desempenho das unidades produtivas. A natureza parcial destes indicadores de desempenho constitui frequentemente uma limitação porque, dependendo dos indicadores de desempenho escolhidos, pode levar a conclusões contraditórias. Esta limitação pode ser ultrapassada através da agregação de diversos indicadores parciais de desempenho mas este procedimento não está isento de críticas porque a escolha das ponderações dos diversos indicadores parciais de desempenho na agregação é totalmente arbitrária (Moreira 2008).

Os métodos empíricos de fronteira originam indicadores globais de eficiência. É sobre estes métodos de medição da eficiência, e sobre estes indicadores globais de eficiência, que este trabalho incide.

3.1.1. Métodos empíricos de fronteira de medição da eficiência

A forma como toda a literatura dos métodos empíricos de fronteira mede a eficiência das unidades produtivas assenta numa ideia fundamental que se tem mantido ao longo dos anos desde o trabalho seminal de (Farrell 1957). A ideia é a seguinte. O desempenho de uma organização mede-se através da distância que vai do ponto de produção sobre o qual a unidade produtiva está a operar até à sua fronteira eficiente de produção ou custo.

Consequentemente, quem pretender medir a eficiência de uma unidade produtiva precisa de saber qual é a fronteira eficiente de produção ou custo da unidade produtiva para que possa compará-la com o ponto de produção sobre o qual a unidade produtiva está a operar. Uma vez que não é possível observar a fronteira eficiente de uma unidade produtiva, quem pretender medir a eficiência de uma unidade produtiva não tem outra alternativa que não seja a de procurar descobrir qual é.

Existem, na literatura, diversos métodos empíricos que permitem construir aquela que poderá ser a fronteira eficiente da unidade produtiva, e depois, a partir da fronteira eficiente que se construiu, que permitem medir a eficiência da organização.

A Tabela 1 agrupa os métodos empíricos de fronteira mais usados na literatura em função de duas características distintivas fundamentais (Amado & Dyson 2008). Por um lado, estes métodos podem ser paramétricos ou não-paramétricos. (Murillo-Zamorano & Petraglia 2011) referem que “a vasta literatura sobre a medição da eficiência global tem sido baseada em métodos de fronteira paramétricos e não-paramétricos”. (Murillo-Zamorano 2004) refere que “a maior parte da literatura relacionada com a medição da eficiência global baseou a sua análise em métodos de fronteira paramétricos ou não-paramétricos”. Por outro lado, estes métodos podem ser determinísticos (não-probabilísticos) ou estocásticos (probabilísticos).

Tabela 1: Métodos de fronteira de medição da eficiência mais utilizados na literatura

	Paramétricos	Não-paramétricos
Determinísticos	Método corrigido dos mínimos quadrados (COLS)	Modelos não-estocásticos de análise envolvente de dados
Estocásticos	Modelos de fronteira estocástica Modelos de regressão com efeitos fixos/aleatórios (com dados de painel e assumindo que a ineficiência não varia ao longo do tempo)	Modelos estocásticos de análise envolvente de dados

As diferenças entre uns e outros métodos consistem essencialmente no seguinte.

Os métodos paramétricos pré-definem uma forma funcional específica para construir a fronteira eficiente de produção ou custo. Os métodos não-paramétricos constroem a fronteira a partir das observações da amostra de forma completamente empírica.

Os métodos paramétricos e os métodos não-paramétricos diferem das hipóteses sobre a estrutura da tecnologia produtiva e do comportamento económico das organizações mas também do tipo de medida que proporcionam (Puig-Junoy 2000). Os métodos paramétricos comparam o desempenho das organizações contra o desempenho médio e os métodos não-paramétricos comparam o desempenho das organizações contra a organização da amostra que tem o melhor desempenho (Deidda et al. 2014).

Os métodos determinísticos assumem que toda a distância que vai do ponto de produção sobre o qual a organização está a operar até à sua fronteira eficiente é a consequência da ineficiência. Os métodos estocásticos admitem que uma parte dessa distância é a consequência de choques aleatórios.

Isto decorre do seguinte. Os métodos determinísticos assumem que a organização tem o total controlo sobre todas as circunstâncias que podem fazer com que a organização não esteja a produzir sobre a sua fronteira eficiente. Os métodos estocásticos admitem a possibilidade de existirem situações que efetivamente a organização não consegue controlar, mesmo que ela o quisesse fazer. Por exemplo, a meteorologia ou a sorte não dependem do controlo da organização mas podem fazer com que a organização não esteja a produzir sobre a sua fronteira eficiente.

Além disso, os métodos determinísticos não fazem a distinção entre a ineficiência da organização e eventuais erros de medição das variáveis e, ou, de especificação dos modelos de fronteira. Os métodos estocásticos admitem a possibilidade de uma parte da distância que vai do ponto de produção sobre o qual a organização está a operar até à sua fronteira eficiente ser a consequência de erros de medição das variáveis e, ou, de especificação dos modelos de fronteira.

Por outras palavras, os modelos estocásticos incorporam um elemento aleatório que serve para traduzir a ocorrência de eventuais choques aleatórios e a eventualidade de existirem erros de medição das variáveis e, ou, de especificação dos modelos de fronteira.

Os métodos estocásticos não introduzem a aleatoriedade da mesma maneira e também não fazem a distinção da mesma maneira entre o que corresponde à ineficiência da organização e o que decorre de flutuação aleatória e não-sistemática.

O método corrigido dos mínimos quadrados (COLS) é um método paramétrico e determinístico e propõe que se estimem as funções custo através dos mínimos quadrados ordinários (OLS), e que se meça a ineficiência das unidades produtivas através dos resíduos porque se considera que a diferença entre os custos observados e os custos estimados é única e exclusivamente o resultado de um comportamento ineficiente e não de choques aleatórios.⁷

O raciocínio é depois o seguinte. Uma unidade produtiva, que tem um resíduo igual a zero, é interpretada como sendo uma unidade produtiva que tem um nível médio de eficiência. Uma unidade produtiva, que tem um resíduo negativo, é interpretada como sendo uma unidade produtiva que tem um nível de eficiência acima da média. Uma unidade produtiva, que tem um resíduo positivo, é interpretada como sendo uma unidade produtiva que tem um nível de eficiência abaixo da média.

A unidade produtiva mais eficiente da amostra é aquela que tem o menor resíduo negativo e, por hipótese, assume-se que está a operar sobre a sua função custo. Calcula-se a função custo

⁷ COLS é o acrónimo de *Corrected Ordinary Least Squares*. OLS é o acrónimo de *Ordinary Least Squares*.

da unidade produtiva mais eficiente somando o menor resíduo negativo à constante da função custo estimada, e subtraindo esse valor aos resíduos, para que a ordenada na origem corrigida possa deslocar a função custo estimada para baixo até ao ponto onde nenhum resíduo corrigido é negativo, e só o resíduo corrigido da unidade produtiva mais eficiente é zero.

Os resíduos corrigidos são as estimativas de ineficiência, i.e. a estimativa de ineficiência de uma unidade produtiva é igual à diferença entre o resíduo da unidade produtiva e o menor resíduo negativo da amostra.

Este método é utilizado no contexto de dados de corte transversal.

Os modelos econométricos tradicionais de análise de fronteira estocástica, que seguem a abordagem originalmente proposta por (Aigner et al. 1977; Battese & Corra 1977; Meeusen & van Den Broeck 1977), e que a literatura designa habitualmente de “modelos de fronteira estocástica”, assumem a hipótese de que a ineficiência da unidade produtiva e a flutuação aleatória seguem distribuições de probabilidade distintas. Estes modelos assumem em geral que a ineficiência segue uma das seguintes distribuições: meia-normal, exponencial ou normal-truncada (Puig-Junoy 2000). E assumem que os erros aleatórios são normalmente distribuídos.

Quando existem dados de painel e é possível admitir que a ineficiência da organização não varia ao longo do tempo, as técnicas econométricas habituais de estimação dos modelos de regressão com efeitos fixos e, ou, dos modelos de regressão com efeitos aleatórios também permitem efetuar uma análise de fronteira e permitem fazê-lo sem ter de pré-estabelecer que a ineficiência segue uma determinada distribuição de probabilidade (Greene 2008; Schmidt & Sickles 1984).

Os modelos de regressão com efeitos fixos e os modelos de regressão com efeitos aleatórios não são os modelos tradicionais de fronteira estocástica. Estes modelos foram colocados na célula da Tabela 1 onde estão também os modelos tradicionais de fronteira estocástica porque eles permitem fazer análise de fronteira e são modelos paramétricos e estocásticos. Estes modelos são estocásticos porque preveem uma componente aleatória para traduzir os choques aleatórios e eventuais erros de medição das variáveis e, ou, de especificação dos modelos.

Finalmente, os modelos estocásticos de análise envolvente de dados introduzem a aleatoriedade através da aplicação de técnicas de *bootstrapping* (Heimeshoff et al. 2014; Blank & Valdmanis 2010; Simar & Wilson 2007).

Os métodos de análise envolvente de dados decorrem do trabalho seminal de (Charnes et al. 1978). (Charnes et al. 1978) generalizaram a medida de eficiência de (Farrell 1957) para o caso em que a unidade produtiva utiliza múltiplos fatores de produção e produz múltiplos produtos e reformularam-na de modo a ser um problema de programação matemática. Posteriormente, (Charnes et al. 1981) chamaram “análise envolvente de dados” (em língua inglesa, *Data Envelopment Analysis*) ao método proposto por (Charnes et al. 1978).

A análise envolvente de dados é um método não-paramétrico de programação matemática que constrói a fronteira eficiente através de programação linear com base nas melhores práticas. Este método faz a análise das combinações ótimas entre os fatores de produção e os produtos (Ferreira et al. 2013) e calcula a eficiência de uma unidade produtiva em relação ao desempenho das unidades produtivas mais eficientes da amostra, que estão sobre a fronteira eficiente, e “não relativamente a uma norma idealizada de desempenho” (Worthington 2004).

Diversos modelos de análise envolvente de dados podem ser aplicados e é necessário fazer escolhas, designadamente no que se refere aos rendimentos à escala (constantes ou variáveis), para refletir, da melhor forma, o processo produtivo que está a ser analisado (Charnes et al. 1994).

Inúmeras melhorias teóricas e aplicações empíricas foram publicadas desde a publicação de (Charnes et al. 1978; Charnes et al. 1981). (Seiford 1996) descreve a evolução do estado da arte sobre a análise envolvente de dados oferecendo um apanhado de mais de quatrocentos artigos publicados entre 1978 e 1995. (Cooper et al. 2000) fazem uma análise completa dos métodos de análise envolvente de dados.

A Figura 5 ilustra as diferenças de abordagem na construção da fronteira eficiente entre a abordagem paramétrica dos métodos econométricos de análise de fronteira e a abordagem não-paramétrica dos métodos de programação matemática de análise de fronteira.

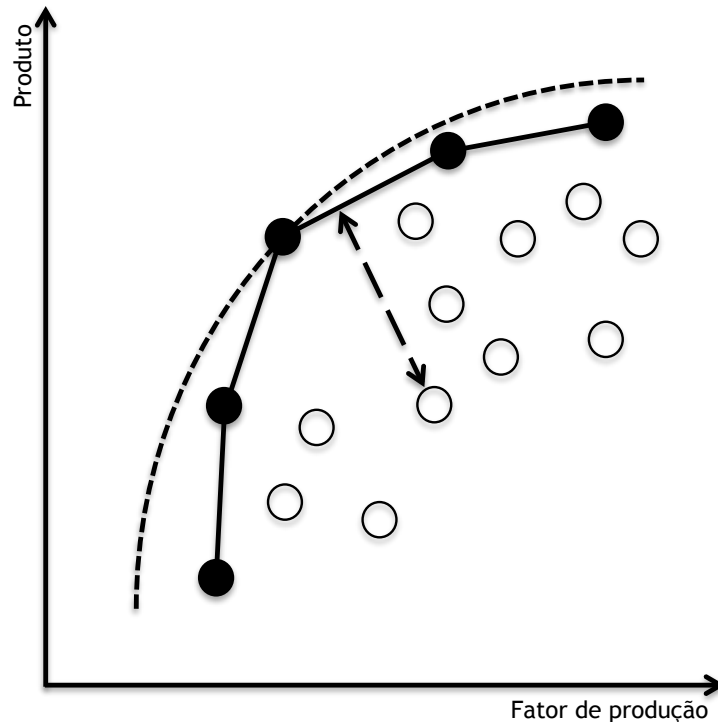


Figura 5: Comparação entre a abordagem paramétrica dos métodos econométricos e a abordagem não-paramétrica dos métodos de programação matemática na construção da fronteira eficiente

A Figura 5 considera apenas um fator de produção e um produto. A linha tracejada constitui a fronteira que decorre da abordagem econométrica e a linha sólida constitui a fronteira que decorre da abordagem de programação matemática.

Segundo a abordagem econométrica, a construção da fronteira eficiente é feita ajustando a função paramétrica pré-definida aos dados e a fronteira eficiente não tem necessariamente de passar pelo ponto de produção de uma organização (embora isto suceda na Figura 5) ou de mais do que uma. Segundo a abordagem de programação matemática, a construção da fronteira eficiente é feita ajustando a fronteira não-paramétrica aos dados e a fronteira eficiente tem obrigatoriamente de passar por pontos de produção de algumas organizações.

Em ambos os casos, os pontos de produção que não estiverem sobre a fronteira eficiente correspondem a organizações ineficientes.

A Figura 5 serve também para ilustrar a diferença entre a abordagem determinística e a abordagem estocástica. Segundo os métodos determinísticos, toda a distância entre o ponto de produção de uma organização ineficiente e a fronteira eficiente é interpretada como correspondendo a ineficiência. Segundo os métodos estocásticos, pelo menos uma parte da distância entre o ponto de produção de uma organização que não está sobre a sua fronteira eficiente e a fronteira eficiente é a consequência de circunstâncias que a organização não consegue controlar.

Os métodos econométricos de análise de fronteira e os métodos não-estocásticos de análise envolvente de dados foram, respetivamente, os métodos paramétricos e não-paramétricos que a literatura mais utilizou (Worthington 2004). (Murillo-Zamorano 2004) oferece uma revisão crítica e detalhada dos métodos de fronteira paramétricos e não-paramétricos de medição da eficiência global.

Alguns autores dizem que “nenhuma abordagem é estritamente preferível a outra” (Murillo-Zamorano 2004) e que a escolha do método de medição da eficiência deve depender “do tipo de organizações, da perspectiva tomada, e da qualidade dos dados” (Hollingsworth et al. 1999).

Apesar disto, a escolha do método de medição da eficiência tem sido o objeto recorrente de uma discussão controversa (Murillo-Zamorano & Petraglia 2011) que opõe dois grupos. O primeiro grupo reúne os autores que preferem a abordagem paramétrica e estocástica, nomeadamente os modelos de fronteira estocástica que seguem a abordagem originalmente proposta por (Aigner et al. 1977; Battese & Corra 1977; Meeusen & van Den Broeck 1977). O outro grupo reúne os autores que preferem a abordagem não-paramétrica e determinística, nomeadamente os modelos não-estocásticos da análise envolvente de dados que seguem a abordagem originalmente proposta por Charnes et al. 1978).

Entre os autores que manifestaram abertamente a sua preferência pela análise envolvente de dados, encontram-se (Ferreira et al. 2013; Amado & Dyson 2008; Hollingsworth et al. 1999).

(Ferreira et al. 2013) consideram que a análise envolvente de dados “parece ser a melhor opção”. (Amado & Dyson 2008) consideram que a análise envolvente de dados “oferece a base de uma metodologia apropriada”. (Hollingsworth et al. 1999) consideram que, entre os métodos de medição da eficiência atualmente disponíveis, a análise envolvente de dados é a “mais apropriada para medir a eficiência dos serviços de saúde tendo em conta a natureza destes mercados”.

Chama-se a atenção para o facto de estas manifestações de preferência se referirem apenas aos métodos não-estocásticos de análise envolvente de dados e não a todos os métodos de análise envolvente de dados, i.e. não-estocásticos ou estocásticos.

Os métodos estocásticos de análise envolvente de dados estão ausentes desta discussão porque quase não existem aplicações dos métodos estocásticos de análise envolvente de dados na literatura. Isto terá possivelmente a ver com o facto de os métodos estocásticos de análise envolvente de dados terem sido desenvolvidos bem mais recentemente.

Deste ponto em diante, com exceção das referências explícitas aos modelos estocásticos de análise envolvente de dados, quando referirmos “métodos de análise envolvente de dados” ou simplesmente “análise envolvente de dados”, deve ser compreendido que nos estamos a referir exclusivamente aos métodos não-estocásticos de análise envolvente de dados.

A análise envolvente de dados apresenta seguramente um conjunto de superioridades.

Primeiro, esta é uma técnica não-paramétrica que não obriga a assumir nenhuma forma funcional pré-definida sobre a tecnologia e, por essa razão, ela permite acomodar um conjunto vasto de comportamentos económicos (Hollingsworth et al. 1999). Além disso, porque não obriga a nenhuma forma funcional pré-definida sobre a tecnologia e constrói a fronteira eficiente a partir das observações da amostra, a análise envolvente de dados é menos vulnerável aos erros de especificação que afetam habitualmente os modelos econométricos (Cordero et al. 2015; Cordero Ferrera et al. 2014). Segundo, a análise envolvente de dados é uma técnica especialmente indicada para aplicar em contextos de múltiplos fatores de produção e de múltiplos produtos (Cordero Ferrera et al. 2014; Murillo-Zamorano & Petraglia 2011), tendo até em conta “a simplicidade das hipóteses que fundamentam o método” (Hollingsworth et al. 1999). Terceiro, este método reduz o enviesamento endógeno (ou a causalidade reversiva) que pode estar associado à abordagem econométrica (Deidda et al. 2014).

No entanto, a análise envolvente de dados também apresenta alguns inconvenientes.

Primeiro, os resultados da análise envolvente de dados são vulneráveis à presença de *outliers* (Puig-Junoy 2000). Segundo, os erros de medição podem enviesar os resultados, razão pela qual a análise envolvente de dados não deve ser usada em aplicações onde os potenciais erros de medição são relativamente significativos (Hollingsworth et al. 1999). Este é um inconveniente considerável tanto mais que nem sempre é possível conhecer a dimensão relativa dos eventuais erros de medição. Terceiro, e este é, de longe, o aspeto mais referido, a análise envolvente de dados é um método determinístico e não incorpora nenhuma aleatoriedade. Como se discutiu acima, pode ser importante distinguir entre o comportamento ineficiente da organização e as circunstâncias aleatórias que não são imputáveis à responsabilidade de gestão da organização mas que podem ter uma grande influência no processo produtivo (Heimeshoff et al. 2014; Cordero-Ferrera et al. 2011; Murillo-Zamorano & Petraglia 2011; Jacobs 2001; Puig-Junoy 2000; Newhouse 1994). Além disso, a falta da aleatoriedade impossibilita a realização de análises de sensibilidade ou o uso de testes estatísticos, como acontece com a abordagem econométrica (Hollingsworth et al. 1999).

Naturalmente, os métodos estocásticos de análise envolvente de dados, que tomam em consideração um erro aleatório aquando da medição da eficiência, permitem ultrapassar os problemas dos erros de medição e as impossibilidades decorrentes das influências aleatórias que os métodos não-estocásticos de análise envolvente de dados enfrentam (Deidda et al. 2014).

Os modelos de fronteira estocástica também apresentam inconvenientes.

Primeiro, estes modelos são mais vulneráveis a problemas de erros de especificação dos modelos do que os modelos da análise envolvente de dados (Cordero Ferrera et al. 2014) porque os modelos de fronteira estocástica devem obrigatoriamente pré-definir uma forma paramétrica específica para a função produção e devem também obrigatoriamente pré-definir a distribuição da ineficiência. Os modelos de fronteira estocástica podem sofrer um viés de especificação e não é possível testar as hipóteses assumidas sobre o termo do erro (Jacobs et al. 2006; Newhouse 1994). Segundo, estes modelos têm o potencial de confundir ineficiência e ruído estatístico (Skinner 1994).

A existência deste conjunto de inconvenientes faz com que seja sempre aconselhável fazer análises de sensibilidade aos resultados obtidos mudando, para o efeito, a forma funcional da tecnologia, a modelização do termo da ineficiência e também “a escolha das variáveis” (Puig-Junoy 2000).

Entre as superioridades dos modelos de fronteira estocástica, encontra-se o seguinte.

Primeiro, estes modelos são menos vulneráveis a *outliers* do que os modelos da análise envolvente de dados (Heimeshoff et al. 2014). Segundo, estes modelos incorporam um erro aleatório. Ao fazê-lo, como se discutiu anteriormente, estes modelos não só permitem distinguir entre a ineficiência da organização e a flutuação aleatória como permitem também levar em conta eventuais erros de medição e outras perturbações não-sistemáticas que possam estar presentes nos dados e, ou, eventuais erros de especificação dos modelos. Além disso, a aleatoriedade permite a realização de testes estatísticos de significância sobre as variáveis e sobre toda a forma funcional pré-definida para a fronteira eficiente. Terceiro, os modelos de fronteira estocástica permitem que as características do processo produtivo e fatores de produção não-discrecionários e, ou, variáveis ambientais sejam incorporados e considerados simultaneamente aquando da medição da ineficiência (Heimeshoff et al. 2014).

Por fatores de produção não-discrecionários, referimo-nos a fatores de produção que pertencem inequivocamente ao processo produtivo mas que requerem um tratamento especial porque são fixos exogenamente. Entre os exemplos de fatores de produção não-

discricionários podem estar o índice de mortalidade, a densidade populacional ou a taxa de nascimento.

As variáveis ambientais são variáveis que não pertencem ao processo produtivo mas que influenciam o processo produtivo. Entre os exemplos de variáveis ambientais, dependendo do processo produtivo que se estiver a estudar, podem estar a existência de serviços de cirurgia numa determinada área geográfica ou a dimensão dos centros de cuidados primários.

Voltaremos a isto adiante.

Para efeitos de completude, sobre a possibilidade de medir a ineficiência incorporando as características do processo produtivo e os fatores de produção não-discricionários e, ou, variáveis ambientais, importa referir também os recentes avanços metodológicos dos métodos de análise envolvente de dados que permitem lidar com os fatores de produção não-discricionários. Destacam-se abordagens de uma etapa e de múltiplas etapas (Deidda et al. 2014).

3.1.2. Aplicações dos métodos empíricos de fronteira às unidades de saúde

(Nunamaker 1983) foi o primeiro autor a utilizar os métodos empíricos de fronteira para medir a eficiência de organizações de saúde. (Nunamaker 1983) mediu a eficiência de casas de repouso através de uma análise envolvente de dados.

Entre a publicação do artigo pioneiro de (Nunamaker 1983) e os dias de hoje, foram muitos os artigos que aplicaram os métodos de fronteira para medir a eficiência das organizações de saúde. A produção científica nesta área é de tal modo significativa que existe até quem considere que a medição da eficiência das organizações de saúde através dos métodos de fronteira se tornou “uma pequena indústria” (Hollingsworth 2008a).

Muitos dos artigos publicados já foram revistos por outros que apresentam uma revisão mais ou menos pormenorizada da literatura sobre a medição da eficiência das organizações de saúde através dos métodos de fronteira.

(Hollingsworth et al. 1999; Hollingsworth 2003; Hollingsworth 2008b) apresentam revisões globais da literatura que aplicou os métodos paramétricos e os métodos não-paramétricos para medir a eficiência das organizações de saúde, designadamente de hospitais, unidades prestadoras de cuidados saúde primários, práticas médicas individuais de medicina geral e familiar e casas de repouso.

(Kalinichenko et al. 2013) apresentam uma revisão sistemática da literatura que mede a eficiência das organizações de cuidados primários. (Pelone et al. 2015) apresentam uma revisão sistemática da literatura que utiliza a análise envolvente de dados para medir a eficiência das organizações de cuidados primários.

(Amado & Dyson 2008) apresentam uma revisão crítica da literatura que mede a eficiência das organizações de cuidados primários, com um enfoque especial na literatura que usa a análise envolvente de dados. (Puig-Junoy 2000) apresenta uma revisão crítica da literatura que utiliza os métodos paramétricos e os métodos não-paramétricos para medir a eficiência das organizações de cuidados primários em Espanha.

A literatura que mede a eficiência das organizações de saúde concentrou-se sobretudo em medir a eficiência dos hospitais e remeteu as restantes organizações de saúde para um segundo plano (Worthington 2004). Embora a maior parte do trabalho empírico se tenha focado nos hospitais, os cuidados primários estão progressivamente a receber mais atenção (Cordero et al. 2015; Amado & Dyson 2008), entre outras razões, porque, como refere (Ham 2010), “os cuidados primários, e baseados na comunidade, são chamados a desempenhar um papel essencial na procura de sistemas de saúde globalmente mais eficientes”.

O método de fronteira de medição da eficiência mais utilizado para medir a eficiência das organizações de saúde é indiscutivelmente a análise envolvente de dados. (Worthington 2004) refere que a análise envolvente de dados é “a técnica de fronteira mais utilizada para avaliar a eficiência dos serviços de saúde”. (Hollingsworth et al. 1999) referem que mais de 60% dos artigos revistos utilizou a análise envolvente de dados. Isto é assim tanto na literatura que mede a eficiência dos hospitais como na literatura que mede a eficiência das organizações de cuidados primários. (Cordero et al. 2015) referem que a maior parte da literatura dos cuidados primários optou pela análise envolvente de dados. Também (Olsen et al. 2013) e (Murillo-Zamorano & Petraglia 2011) referem que dentro da literatura dos cuidados primários, a análise envolvente de dados tem claramente “dominado a agenda da investigação” empírica sobre funções de produção e funções custo. (Kalinichenko et al. 2013) referem ainda que apenas 4% dos artigos revistos utilizaram os modelos de fronteira estocástica.

A fraca utilização dos modelos de fronteira estocástica para medir a eficiência das unidades de cuidados primários pode estar relacionada com o facto de estes modelos obrigarem a pré-definir uma forma funcional específica sobre a tecnologia, o que pode ser difícil de fazer no contexto dos cuidados primários. Esta parece ser mesmo a razão principal para a fraca utilização dos modelos de fronteira estocástica. (Murillo-Zamorano & Petraglia 2011) referem que, no contexto dos cuidados primários, poucos autores exploraram o caminho de investigação dos modelos de fronteira estocástica e que, quando o fizeram, fizeram-no “através da especificação de modelos de funções custo” para estimar a ineficiência de custo

e não a ineficiência técnica. (Puig-Junoy & Ortún 2004; Giuffrida & Gravelle 2001; Giuffrida et al. 2000) são alguns exemplos de artigos que exploraram este caminho.

Apesar dos inúmeros artigos publicados que aplicaram os métodos de fronteira para medir a eficiência das organizações de saúde, existe uma clara oposição à aplicação dos métodos de fronteira às organizações de saúde.

(Newhouse 1994) diz que os métodos de fronteira podem ser aplicados quando o produto é unidimensional e homogêneo mas que eles não devem ser aplicados quando o produto é multidimensional e heterogêneo. Segundo este autor, os métodos de fronteira podem por exemplo ser aplicados às empresas que produzem eletricidade porque a eletricidade é um produto unidimensional e homogêneo, e não devem ser aplicados às unidades prestadoras de cuidados de saúde porque os cuidados de saúde formam um produto multidimensional e heterogêneo.

(Hollingsworth et al. 1999) dizem que os resultados das aplicações dos métodos de fronteira às unidades de saúde são quase de certeza enviesados porque existem variáveis omissas.

(Puig-Junoy 2000) considera que a escolha e a definição dos produtos e dos recursos são “o principal problema dos métodos de medição da eficiência aplicados às unidades de saúde”. Os métodos de medição da eficiência requerem frequentemente a utilização de informação sobre os preços dos fatores de produção. Muitos artigos se limitam a utilizar aproximações grosseiras, como é o caso do rácio da despesa observada sobre o número de trabalhadores, em vez de utilizar efetivamente os preços dos fatores de produção. Como é evidente, isto tem um impacto negativo sobre a exatidão das estimativas de eficiência. As estimativas de eficiência são tanto mais exatas quanto mais precisos forem os dados (Puig-Junoy 2000).

A exatidão das estimativas de eficiência também depende crucialmente da utilização dos métodos adequados e dos modelos bem especificados.

Ainda que isto não diga exclusivamente respeito às organizações de saúde, este aspeto está também presente nas aplicações dos métodos de fronteira às organizações de saúde.

As correlações entre as estimativas de eficiência resultantes de métodos paramétricos e de métodos não-paramétricos são muito baixas (Giuffrida & Gravelle 2001; Puig-Junoy 2000). O mesmo acontece com os rankings de eficiência que resultam de uns e de outros métodos (Giuffrida & Gravelle 1999). Sobre isto, (Street 2003) mostra como mudam as posições dos hospitais ingleses nas posições extremas dos rankings de eficiência com a alteração das hipóteses sobre o termo do erro.

Além disso, (Giuffrida & Gravelle 1999) concluem que diferentes especificações do modelo empírico produzem diferentes índices de eficiência.

Um outro aspeto é que os resultados, que decorrem de um método de fronteira de medição da eficiência, são válidos apenas para as unidades produtivas sob observação e não são forçosamente generalizáveis. Por outras palavras, uma amostra diferente poderá produzir resultados diferentes (Hollingsworth et al. 1999). As estimativas de eficiência refletem as características da amostra e “não podem dizer nada sobre a maior eficiência de uma amostra relativamente a outra” (Puig-Junoy 2000). Recomenda-se por isso cautela ao comparar-se as estimativas de eficiência de artigos que não utilizam a mesma amostra.

Apesar de tudo o que se disse, os métodos empíricos de fronteira de medição da eficiência são indiscutivelmente úteis para identificar tendências gerais (Hollingsworth et al. 1999).

As aplicações dos métodos de fronteira também poderão ter implicações práticas ao nível individual de cada organização se não forem simplistas. Por implicações práticas ao nível de cada organização, referimo-nos por exemplo à possibilidade de contribuir para a “definição do financiamento ou do reembolso dos custos dos hospitais e dos centros de saúde” (Puig-Junoy 2000), tal como ocorre ou ocorreu em diferentes países do mundo, ou ao apuramento de eventuais ligações entre o desempenho das unidades produtivas e as suas características organizacionais e, ou, de gestão.

Os métodos de fronteira de medição da eficiência das organizações de saúde podem ser francamente melhoradas (Amado & Dyson 2008). O aprofundamento do rigor metodológico está entre as melhorias que é necessário fazer (Puig-Junoy 2000).

Enquanto as melhorias não ocorrem, é aconselhável proceder-se a análises de sensibilidade dos resultados obtidos observando como os resultados mudam com a alteração dos modelos utilizados. Referimo-nos às hipóteses básicas e às especificações dos modelos utilizadas, e à inclusão de mais ou menos produtos, fatores de produção e, ou, variáveis que traduzam o contexto ambiental.

Ignorar as diferentes restrições exógenas que as organizações enfrentam no seu processo produtivo pode enviesar consideravelmente as estimativas de eficiência (Deidda et al. 2014; Cordero-Ferrera et al. 2011). Pode acontecer que o que é diagnosticado como sendo ineficiência seja na realidade a consequência de um ou mais fatores exógenos (Street 2003).

Apesar disto ser conhecido, poucos foram os artigos que exploraram os fatores explicativos da ineficiência ((Cordero et al. 2015; Kontodimopoulos et al. 2007; Puig-Junoy 2000).

(Hollingsworth et al. 1999) referem mesmo que 60% dos artigos revisitados se limitaram a calcular as estimativas de eficiência.

Esta tendência pode estar a alterar-se porque (Ferreira et al. 2013) dizem que “os estudos mais antigos concentravam-se apenas na eficiência” mas que “os estudos mais recentes também tomam em consideração os fatores que afetam a eficiência”.

Os artigos que explicitamente escrutinaram os fatores exógenos que afetam a eficiência das organizações adotam habitualmente um dos seguintes dois procedimentos.

O primeiro procedimento é num procedimento em duas etapas que consiste no seguinte. Primeiro, aplica-se uma abordagem de fronteira para estimar a eficiência das organizações. Segundo, aplica-se um modelo de regressão sobre as estimativas de eficiência que resultam da primeira etapa, com variáveis explicativas que devem traduzir os fatores exógenos que podem estar a afetar a eficiência das organizações.

A maioria dos artigos que procurou descortinar as fontes de ineficiência, fê-lo através deste procedimento em duas etapas (Ramirez-Valdivia et al. 2011; Kontodimopoulos et al. 2007; Zavras et al. 2002).

O segundo procedimento é o procedimento de uma única etapa proposto por (Battese & Coelli 1995) e que permite estimar simultaneamente a fronteira estocástica e os coeficientes dos fatores explicativos do termo da ineficiência. (Puig-Junoy & Ortún 2004) é o primeiro artigo sobre cuidados primários que utiliza o procedimento proposto por (Battese & Coelli 1995) e que investiga os fatores exógenos que explicam as variações da ineficiência.

(Rosko 1999) oferece uma comparação entre estes dois procedimentos no contexto das organizações de saúde.

O procedimento em duas etapas ignora os efeitos das variáveis exógenas aquando da medição da eficiência das organizações e isto constitui uma lacuna apreciável. Ao ignorar os fatores exógenos, que efetivamente fogem ao controlo das unidades produtivas mas que influenciam fortemente o processo produtivo, o procedimento em duas etapas produz estimativas de eficiência que não só refletem a parte do processo produtivo relativamente à qual as unidades produtivas são responsáveis como também a parte do processo produtivo relativamente à qual as unidades produtivas não são responsáveis.

Outros procedimentos calculam as estimativas de eficiência considerando simultaneamente os fatores exógenos (Cordero-Ferrera et al. 2011). Seja qual for o procedimento que o faça, a inclusão destas variáveis exógenas na especificação dos modelos muda drasticamente as

estimativas de eficiência. (Deidda et al. 2014) referem que considerar explicitamente os fatores exógenos na análise “não é neutral para a avaliação da eficiência” e que os fatores exógenos “afetam as estimativas de eficiência e os rankings das unidades” produtivas. A aplicação destes procedimentos é uma abordagem de longe menos explorada mas é especialmente relevante para obter estimativas de eficiência mais precisas (Cordero et al. 2015; Cordero-Ferrera et al. 2011).

A dimensão da população, a estrutura do mercado (o grau de concentração do mercado e a quantidade de competidores), a combinação de recursos humanos, e a complexidade, a titularidade e a finalidade das organizações de saúde estão entre os fatores exógenos mais explorados pela literatura que mede o desempenho das organizações de saúde (Puig-Junoy 2000).

Entre os autores que utilizaram o procedimento proposto por (Battese & Coelli 1995) para decompor os fatores exógenos que afetam a fronteira de produção e a posição das unidades produtivas relativamente à fronteira de produção, encontram-se (Olsen et al. 2013), que concluíram que os médicos de cuidados primários e os enfermeiros não são substitutos.

Um outro tópico para o qual a literatura começou a dar mais atenção é o tópico da precisão da medição dos produtos e, ou, dos fatores de produção. (Murillo-Zamorano & Petraglia 2011) referem que “a precisão necessária na medição do produto de saúde é um assunto que ainda não foi satisfatoriamente tratado na investigação empírica sobre eficiência nos cuidados primários”.

Este tópico interessa particularmente porque a consequência da fraca precisão da medição dos produtos e, ou, dos fatores de produção é o eventual enviesamento das estimativas de eficiência.

A utilização de indicadores de produção e, ou, de recursos que são apenas quantitativos é uma crítica recorrente neste contexto. A maioria dos autores não inclui nenhuma medida de qualidade na especificação do produto de saúde e, ou, dos fatores de produção (Puig-Junoy 2000).

Existem exceções. Entre elas encontram-se (Cordero Ferrera et al. 2014; Murillo-Zamorano & Petraglia 2011; Schmacker & McKay 2008; Puig-Junoy & Ortún 2004; Rosenman & Friesner 2004; Garcia et al. 1999) que usaram variáveis quantitativas e qualitativas para especificar o produto dos cuidados de saúde primários.

(Murillo-Zamorano & Petraglia 2011) foram os primeiros a introduzir um ajustamento de qualidade no produto de saúde no contexto da medição da eficiência técnica de unidades prestadoras de cuidados de saúde primários através de um modelo de fronteira estocástica.

(Cordero Ferrera et al. 2014) foram mais longe e foram os primeiros a ter simultaneamente em conta a influência que as variáveis exógenas e os indicadores de qualidade no produto de saúde podem ter no momento de medir a eficiência técnica de unidades prestadoras de cuidados de saúde primários. Até à publicação do artigo de (Cordero Ferrera et al. 2014), estes aspetos tinham sido sempre considerados separadamente.

(Murillo-Zamorano & Petraglia 2011) concluíram que “negligenciar a questão de tomar adequadamente em consideração a qualidade dos serviços de saúde pode levar a resultados enviesados”.

Os resultados de (Cordero Ferrera et al. 2014) confirmaram “a importância de incluir na análise informação sobre as variáveis ambientais e os indicadores de qualidade” no produto de saúde para que as estimativas de eficiência “possam constituir um reflexo preciso do desempenho” das unidades produtivas.

As limitações metodológicas dos principais métodos de medição da eficiência das unidades produtivas são amplamente conhecidas. Pensamos que tem pouco sentido produzir estudos que se limitem a apresentar as estimativas de eficiência de um único método de medição da eficiência, seja ele paramétrico ou não-paramétrico, e obtidas maquinalmente a partir de uma única especificação, quando é sabido, porque existe uma vasta evidência que o sustenta, que as estimativas de eficiência podem ser particularmente sensíveis às escolhas feitas.

Pensamos que, no ponto em que a literatura que mede a eficiência das organizações se encontra atualmente, não são precisos mais estudos que se limitem à obtenção maquinal de estimativas de eficiência. Pensamos, em vez disso, que são precisos estudos que possam mitigar as limitações metodológicas dos métodos de medição da eficiência das unidades produtivas que são amplamente conhecidas e, ou, melhorar a precisão das estimativas de eficiência, tendo designadamente em conta a influência que os fatores exógenos, que efetivamente não dependem do controlo das unidades produtivas mas que influenciam o processo produtivo, têm sobre o desempenho das unidades produtivas. Isto pode ser feito através da aplicação de inovações metodológicas na decomposição da eficiência e, ou, através da realização de análises de sensibilidade dos resultados obtidos e evidenciando os contrastes que ocorrem em função das alterações metodológicas escolhidas.

É essencial que as estimativas de eficiência revelem ser suficientemente estáveis perante a aplicação de metodologias alternativas para que possam guiar a adoção de políticas. Neste

contexto, pensamos que é útil lembrar que diferentes metodologias podem produzir estimativas médias semelhantes mas que os rankings de eficiência das unidades produtivas podem divergir enormemente. Se este for o caso, as implicações práticas dos resultados das estimações são naturalmente fortemente postas em causa.

3.1.3. Eficiência das unidades de saúde portuguesas

Esta secção oferece uma revisão da literatura que usou os métodos empíricos de fronteira para medir a eficiência das organizações de saúde situadas em Portugal.

Antes de prosseguir, chama-se a atenção para os dois aspetos seguintes.

Primeiro, o critério de seleção dos estudos científicos sobre a eficiência das organizações de saúde portuguesas consistiu em incluir todos os estudos que abordaram este tópico, independentemente da forma de divulgação e do tipo de publicação. Assim, esta secção apresenta uma revisão da literatura não só dos artigos publicados em revistas científicas mas também os livros, capítulos de livros, documentos de trabalho e teses doutorais e, ou, de mestrado aprovadas. Se assim não fosse, a revisão da literatura que mediu a eficiência das organizações de saúde situadas em Portugal seria especialmente curta.

Segundo, ao longo deste documento, salvo quando indicarmos expressamente em contrário, por “hospitais portugueses” dever-se-á compreender “hospitais públicos portugueses”. Isto não poderia ser de outra forma porque os estudos empíricos sobre os hospitais portugueses usam apenas os dados dos hospitais públicos portugueses, que as autoridades públicas de saúde portuguesas tornam públicos. Os dados sobre os hospitais privados portugueses, que são do conhecimento público, são insuficientes para que os hospitais privados portugueses possam ser incluídos nas análises que posteriormente são tornadas públicas.

A literatura sobre a eficiência das unidades de saúde portuguesas é escassa. Existem poucos estudos sobre a eficiência dos hospitais portugueses, e existem menos estudos ainda sobre a eficiência dos centros de saúde portugueses.

3.1.3.1. Hospitais

Todos os estudos sobre a eficiência dos hospitais portugueses são unânimes em reconhecer, por um lado, que os hospitais portugueses podem ser mais eficientes e, por outro lado, que uns hospitais são mais eficientes do que outros (Rodrigues 2013; Castro 2012; Afonso & Fernandes 2008; Barros et al. 2008). Não existe unanimidade sobre quão ineficientes são os hospitais portugueses individualmente.

Os estudos sobre a eficiência dos hospitais portugueses podem ser agrupados em três grupos diferentes em função das perguntas de investigação a que se propuseram responder.

O primeiro grupo é composto pelos estudos que procuraram unicamente medir a eficiência dos hospitais portugueses.

Todos os estudos, que se debruçaram sobre o tema da eficiência dos hospitais portugueses, mediram a eficiência dos hospitais. No entanto, enquanto uns estudos o fizeram para medir o impacto de uma determinada medida de política de saúde sobre a eficiência dos hospitais, outros estudos fizeram-no simplesmente para medir a eficiência dos hospitais num determinado momento do tempo ou em mais do que um.

O segundo e o terceiro grupo de estudos são compostos pelos estudos que procuraram medir o impacto de uma determinada medida de política de saúde sobre a eficiência dos hospitais portugueses. O segundo grupo é composto pelos estudos que se propuseram medir o impacto das alterações no sistema público de financiamento sobre a eficiência dos hospitais portugueses. O terceiro grupo de estudos é composto pelos estudos que se propuseram medir o impacto da transformação de uma parte dos hospitais do setor público administrativo (SPA) português em hospitais empresarializados (SA/EPE) sobre a eficiência dos hospitais portugueses.

Olhamos agora para cada grupo de estudos individualmente.

O primeiro grupo de estudos sobre a eficiência dos hospitais portugueses é constituído pelos quatro estudos seguintes: (Rodrigues 2013; Castro 2012; Afonso & Fernandes 2008; Barros et al. 2008).

(Afonso & Fernandes 2008) aplicaram a análise envolvente de dados e calcularam índices de Malmquist com os dados de 68 hospitais públicos portugueses, entre os quais maternidades e institutos oftalmológicos, do período 2000-2005. As suas conclusões foram as seguintes.

Primeiro, as estimativas de eficiência variam muito de um hospital para o outro no mesmo ano, e ao nível individual de cada hospital, de um ano para o outro.

Segundo, 27 hospitais (em 68) terão produzido, pelo menos durante um ano, sobre as suas fronteiras de eficiência, e 7 hospitais o terão feito durante todo o período observado.

Terceiro, os 7 hospitais, que produziram sobre as suas fronteiras de eficiência durante todo o período observado, e que são por isso considerados os hospitais mais eficientes, são, por ordem alfabética: Hospital Bernardino Lopes de Oliveira, Hospital de Nossa Senhora da

Conceição, Hospital de Pombal, Hospital de Santa Cruz, Hospital de São Sebastião, Hospital Nossa Senhora da Ajuda, e Instituto de Oftalmologia Doutor Gama Pinto.

Este terceiro resultado interessa especialmente porque, neste grupo, estão hospitais gerais e hospitais que têm um grau de diferenciação elevado e vocações muito distintas. Veja-se, por exemplo, os casos do Instituto de Oftalmologia Doutor Gama Pinto, que presta serviços de saúde no âmbito da oftalmologia, e do Hospital de Santa Cruz, que está particularmente vocacionado para o tratamento de doentes com patologias graves dos domínios cardíaco e renal.

(Barros et al. 2008) foram os primeiros autores, e até agora os únicos, a utilizar o indicador de produtividade de Luenberger para medir a eficiência e a evolução da produtividade dos hospitais portugueses.

Este estudo não utiliza os métodos empíricos de fronteira discutidos acima. Introduce-se este estudo nesta revisão da literatura por razões de completude uma vez que este estudo mede a eficiência dos hospitais portugueses.

A amostra foi constituída por 51 hospitais públicos portugueses com dados do período 1997-2004. As conclusões de (Barros et al. 2008) foram as seguintes.

Primeiro, existe espaço para os hospitais portugueses serem mais eficientes.

Esta conclusão é particularmente interessante porque coincide com as conclusões de outros estudos (Rodrigues 2013; Castro 2012; Afonso & Fernandes 2008) que utilizam os métodos empíricos de fronteira discutidos acima (ao contrário de (Barros et al. 2008)).

Segundo, os hospitais da amostra registaram um crescimento da produtividade bastante fraco durante o período observado.

Terceiro, “a incidência das alterações tecnológicas foi muito baixa” (Barros et al. 2008) durante o período observado.⁸

(Castro 2012) aplicou a abordagem da análise envolvente de dados e estimou um modelo de fronteira estocástica com uma função custo total quadrática (que era basicamente a função translog sem os termos cruzados) e dados de 47 hospitais portugueses do ano de 2008.

⁸ Esta conclusão decorre diretamente da utilização do indicador de produtividade de Luenberger, que reflete a evolução da produtividade por consequência de alterações tecnológicas e, ou, de alterações na eficiência.

(Castro 2012) concluiu que “alguns hospitais ainda têm um duro caminho pela frente” para serem totalmente eficientes, e apresentou um ranking de eficiência, que disse ser “mais do que bem-vindo”, “tendo em conta o aspeto geral da economia portuguesa e das perspetivas orçamentais do SNS”.

Além disso, (Castro 2012) garante que, segundo os resultados que obteve, se, do modelo de fronteira estocástica resultassem estimativas de eficiência iguais ou superiores a 90 para todos os hospitais da amostra, o SNS poderia poupar cerca de 400 milhões de euros por ano.

Importa ainda realçar os resultados de um inquérito informal sobre as causas da ineficiência no setor público hospitalar português, que (Castro 2012) realizou junto de sete profissionais do departamento de saúde do escritório de Lisboa da consultora de gestão norte-americana Deloitte.

A amostragem é por conveniência e a amostra não representa forçosamente o universo dos consultores de gestão que trabalham com o setor da saúde em Portugal. Importa referir os resultados deste inquérito porque eles decorrem da opinião de profissionais que operam no terreno, e que, por essa razão, podem constituir boas orientações para eventuais trabalhos de investigação científica no futuro.

Os resultados deste inquérito foram os seguintes.

Primeiro, o capital humano dos hospitais públicos portugueses é uma causa da ineficiência dos hospitais públicos portugueses. Os gestores hospitalares e o pessoal clínico têm falta de competências de gestão. Além disso, os profissionais dos hospitais públicos portugueses não se empenham tanto quanto poderiam para serem (cada vez) mais eficientes.

Segundo, a diversificação da oferta dos hospitais públicos portugueses é insuficiente, e isto pode também constituir uma causa da ineficiência dos hospitais públicos portugueses.

Terceiro, os hospitais públicos portugueses podem aumentar a sua eficiência se tiverem um maior controlo dos custos com os recursos humanos e com o consumo de medicamentos, e se tiverem padrões de especialização mais elevados.

O estudo de (Rodrigues 2013) é o último estudo que se introduz neste primeiro grupo de estudos sobre a eficiência dos hospitais portugueses.

Ao contrário dos outros estudos reunidos neste primeiro grupo, e discutidos anteriormente, este estudo não procurou unicamente medir a eficiência dos hospitais portugueses. Em vez disso, propôs-se medir o impacto que a procura aleatória dos serviços de urgência teve nos

custos dos hospitais públicos portugueses. Introduce-se este estudo neste primeiro grupo de estudos porque, apesar dos seus objetivos de investigação, este estudo acabou por discutir imensamente os resultados das medições que fez à eficiência dos hospitais portugueses. Sem nenhuma espécie de exageros, talvez tenha até discutido mais estes resultados do que propriamente a principal conclusão do estudo.

(Rodrigues 2013) estimou um modelo de fronteira estocástica com uma amostra constituída só por hospitais públicos portugueses que prestam serviços de urgência e dados do período 2003-2006. Ficaram de fora da amostra os hospitais que não prestam serviços de urgência e os hospitais de especialidade.

A principal conclusão deste estudo é a de que “nem o número de urgências, nem a sua dispersão ao longo de um determinado ano, têm um impacto significativo sobre os custos totais dos hospitais”.

Além disso, o estudo concluiu o seguinte.

Primeiro, “os hospitais portugueses estão longe da eficiência”.

Segundo, existem enormes diferenças nas estimativas de eficiência de um hospital para o outro.

A maneira como (Rodrigues 2013) apresentou os seus resultados permitiu que se calculasse a poupança que os hospitais públicos portugueses da amostra poderiam conseguir se fossem totalmente eficientes, e isto sem reduzir a sua atividade.

O seguinte constitui mais uma conclusão que decorre deste estudo.

Segundo os cálculos feitos a partir dos resultados de (Rodrigues 2013), os hospitais públicos portugueses da amostra poderiam conseguir uma poupança global anual igual a 15.3% da despesa total se fossem totalmente eficientes, o hospital mais eficiente da amostra poderia conseguir uma poupança individual anual igual a 3.2% do seu orçamento individual efetivamente gasto, e o hospital menos eficiente da amostra poderia conseguir uma poupança individual anual igual a 37.6% do seu orçamento individual, também efetivamente gasto.

O segundo grupo de estudos sobre a eficiência dos hospitais portugueses é formado por dois estudos apenas, e que são os seguintes: (Lima & Whyne 2003; Dismuke & Sena 1999).

Estes dois estudos propuseram-se avaliar o impacto que as alterações no sistema público de financiamento tiveram sobre a eficiência dos hospitais públicos portugueses.

(Dismuke & Sena 1999) estudaram o impacto que a introdução do sistema de financiamento hospitalar assente em grupos de diagnósticos homogêneos (GDH) teve sobre a produtividade e a eficiência técnica de tecnologias de diagnóstico de hospitais públicos portugueses.

O estudo considerou 3 tecnologias de diagnóstico, utilizou uma amostra de 36 hospitais com dados do período 1992-1994, e usou modelos de fronteira paramétricos e não-paramétricos.

(Dismuke & Sena 1999) concluíram que o sistema de financiamento hospitalar assente em GDH “parece ter tido um impacto positivo na produtividade e na eficiência técnica de algumas tecnologias de diagnóstico habitualmente utilizadas em Portugal” durante o período observado.

(Lima & Whynes 2003) mediram o impacto de consecutivas alterações do sistema público de financiamento hospitalar sobre o desempenho dos hospitais públicos portugueses.

Este estudo teve um olhar parcelar, e não global, sobre a eficiência dos hospitais. O estudo não mediu a eficiência global dos hospitais e também não utilizou nenhum método empírico de fronteira. O desempenho dos hospitais foi medido através de custos por admissão, custos por dia de utente, demora média de internamento e número de admissões, e tudo foi feito a partir da estimação de modelos de regressão e com funções custo completamente *ad hoc*. A referência a este estudo neste documento justifica-se por razões de completude uma vez que este estudo está entre a literatura portuguesa que, de uma forma ou de outra, mediu o desempenho dos hospitais públicos portugueses. Além disso, o estudo produziu conclusões interessantes, que podem constituir boas indicações sobre como aumentar a eficiência dos hospitais, e que poderão ser consideradas em eventuais trabalhos de investigação científica no futuro.

O estudo usou uma amostra de 36 hospitais públicos portugueses e dados do período 1985-1994.

As suas conclusões foram as seguintes.

Primeiro, “os hospitais distritais prestaram serviços mais eficientemente” do que os outros hospitais. Isto terá acontecido porque os hospitais distritais tiveram taxas de ocupação mais altas, o que permitiu distribuir os custos fixos por mais doentes, e tiveram custos diários mais baixos, o que permitiu “tratar os mesmos casos com menos recursos” (Lima & Whynes 2003).

Segundo, os custos por admissão caíram significativamente no período observado porque a demora média diminuiu.

Terceiro, com o sistema de financiamento hospitalar assente em GDH, os recursos humanos foram o componente que mais contribuiu para a redução dos custos. (Lima & Whynes 2003) afirmaram que “isto sugere que os hospitais substituíram despesa com serviços contratados externamente ao setor privado por trabalho.”

O terceiro grupo de estudos sobre a eficiência dos hospitais públicos portugueses é formado pelos oito estudos seguintes: (Harfouche 2012; Afonso & Fernandes 2008; Gonçalves 2008; Harfouche 2008; Moreira 2008; Gouveia et al. 2006; Menezes et al. 2006; Oliveira 2002). Este constitui de longe o maior grupo de estudos sobre a eficiência dos hospitais públicos portugueses.

A transformação de alguns hospitais do SPA português, primeiro em sociedades anónimas de capitais exclusivamente públicos (SA), e depois em entidades públicas empresariais (EPE), receberam uma atenção significativa por parte de investigadores científicos e dos decisores políticos (Fortuna 2009).

É natural que assim fosse.

Primeiro, a alteração da natureza jurídica de alguns hospitais do SPA em hospitais SA/EPE constituiu uma ação de grande envergadura. Esta alteração envolveu um grande número de hospitais que, no seu conjunto, representavam aproximadamente “metade da produção hospitalar pública, dos profissionais médicos e de enfermagem, e da capacidade instalada em termos do número de camas disponíveis” (Moreira 2008).

Segundo, o objetivo desta alteração foi o de “aumentar a eficiência dos hospitais” (Afonso & Fernandes 2008). É natural que se quisesse medir depois os efeitos que os novos formatos de gestão e de financiamento tiveram sobre a eficiência quer dos hospitais que tinham sido objeto de transformação, quer dos hospitais que não foram transformados.

(Oliveira 2002) expôs aquelas que considerou serem as razões da ineficiência dos hospitais do SPA aquando da transformação dos hospitais do SPA em hospitais SA/EPE.

Primeiro, os sistemas de remuneração dos profissionais de saúde não davam os incentivos necessários para que os profissionais de saúde pretendessem aumentar a sua produtividade. Os contratos dos profissionais de saúde decorriam tradicionalmente dos contratos coletivos de trabalho. Isto fez ainda com que houvesse falta de médicos no setor hospitalar público.

Segundo, os sistemas de remuneração das administrações hospitalares não proporcionavam os incentivos necessários para que as administrações hospitalares procurassem conter as

despesas dentro dos limites orçamentais previstos. As administrações hospitalares não eram normalmente sancionadas quando existiam deslizes orçamentais.

Terceiro, as administrações hospitalares tinham muito pouca autonomia para decidir sobre investimentos e, ou, sobre recursos humanos.

A transformação de alguns hospitais do SPA em hospitais SA/EPE gerou a expectativa de que seriam melhorados os incentivos à produtividade e aumentaria a mobilidade dos recursos humanos para “reduzir as ineficiências dos hospitais onde a falta de médicos” terá atuado fortemente “como uma restrição sobre o uso dos recursos” (Afonso & Fernandes 2008).

Saber se a transformação de alguns hospitais do SPA em hospitais SA/EPE teria conduzido a um aumento da eficiência e da produtividade foi um assunto que esteve na ordem do dia, e que foi especialmente relevante naquele “contexto de recursos públicos limitados” (Afonso & Fernandes 2008).

Os estudos de (Harfouche 2012; Gonçalves 2008; Harfouche 2008; Moreira 2008; Gouveia et al. 2006; Menezes et al. 2006) foram os estudos que se propuseram estudar o impacto que a transformação de alguns hospitais do SPA em hospitais SA/EPE teve sobre a eficiência dos hospitais.

O considerável número de estudos que estudaram este assunto constitui um bom indicador da atenção que este assunto recebeu por parte da comunidade científica mas também por parte dos decisores políticos. O volume de estudos é tão mais significativo quanto tivermos em conta que, de uma maneira geral, existe muito pouca literatura sobre a eficiência dos hospitais públicos portugueses.

A literatura que estudou os efeitos que a alteração de alguns hospitais do SPA em hospitais SA/EPE teve sobre a eficiência dos hospitais públicos portugueses procurou essencialmente responder às três perguntas de investigação seguintes:

- 1) Os hospitais SA/EPE foram mais eficientes do que os hospitais do SPA?
- 2) Existiu algum efeito de seleção inicial de “escolha dos vencedores”?
- 3) Como evoluiu o diferencial de eficiência entre os hospitais SA/EPE e os hospitais do SPA?

Não existe concordância relativamente a nenhuma destas três perguntas de investigação.

Sobre a pergunta de investigação 1), (Gonçalves 2008; Menezes et al. 2006) concluíram que os hospitais SA/EPE foram menos eficientes do que os hospitais do SPA e (Harfouche 2012;

Harfouche 2008; Moreira 2008) concluíram que os hospitais SA/EPE foram mais eficientes do que os hospitais do SPA.

(Menezes et al. 2006) têm evidência que suporta a ideia de que “a organização institucional dos hospitais sob a forma SA/EPE” provocou “um aumento dos custos variáveis”. (Gonçalves 2008) obteve estimativas de eficiência dos hospitais do SPA que são ligeiramente mais altas do que as estimativas de eficiência dos hospitais SA/EPE. Isto decorreu da aplicação de uma análise envolvente de dados e da estimação de um modelo de fronteira estocástica.

Entre os autores que consideram que os hospitais SA/EPE foram mais eficientes do que os hospitais do SPA, encontram-se (Harfouche 2012; Harfouche 2008; Moreira 2008).

Os resultados de (Moreira 2008) evidenciaram “ganhos de eficiência dos hospitais-empresa face aos hospitais que foram mantidos dentro das administrações públicas”. (Harfouche 2012) relata que “o ano de 2003 evidencia um salto quantitativo” nas estimativas de eficiência de “mais cinco pontos percentuais nos hospitais transformados em empresa”, e refere que, em todas as vagas de transformação de hospitais do SPA em hospitais SA/EPE analisadas, o aumento da eficiência nos hospitais SA/EPE é maior “após o primeiro ano de empresarialização” e que os aumentos de eficiência se esbatem nos anos seguintes.

Sobre a pergunta de investigação 2), (Moreira 2008) concluiu que foram selecionados os hospitais do SPA menos eficientes para serem transformados em hospitais SA/EPE. Sustenta que “os níveis de eficiência sugerem que os hospitais EPE eram menos eficientes que os SPA antes da reforma”. (Menezes et al. 2006) admitiram a hipótese de terem sido escolhidos os hospitais menos eficientes.

(Harfouche 2008) concluiu o oposto. Refere que “os hospitais selecionados para integrarem o conjunto dos hospitais SA dispunham, no momento da sua transformação, de uma eficiência técnica superior aos que não foram transformados, o que permitiu à luz de novas regras de gestão mais flexíveis potenciar a sua eficiência.” (Harfouche 2008) acrescenta ainda que isto “está em consonância com o facto conhecido de terem sido escolhidos pelo Governo os mais eficientes para serem transformados.”

(Gonçalves 2008) chegou a uma terceira conclusão. Concluiu “que a escolha dos hospitais que vieram a ser objeto de transformação em unidades SA não está associada a um processo de enviesamento de ‘escolha de vencedores’ ou ‘dos melhores’”, e que sob uma perspetiva de análise de eficiência, “a escolha dos hospitais foi equilibrada”.

Sobre a pergunta de investigação 3), (Moreira 2008) concluiu que o diferencial de eficiência entre os hospitais SA/EPE e os hospitais do SPA diminuiu ao longo do tempo. Refere que os

hospitais SA/EPE eram menos eficientes antes de serem alterados mas que “registaram ganhos de eficiência face aos hospitais do SPA” e “melhoraram a sua posição relativa” nos anos subseqüentes. Isto apesar de os efeitos estarem “longe de ser expressivos”.

(Gouveia et al. 2006) concluíram que o diferencial de eficiência entre um grupo e o outro terá aumentado ao longo do tempo em benefício dos hospitais SA/EPE.

(Harfouche 2012; Harfouche 2008) concluíram que o diferencial de eficiência entre os dois grupos de hospitais se manteve constante.

(Moreira 2008) chama a atenção para o facto de “parte dos desenvolvimentos favoráveis no grupo dos hospitais empresarializados” poder “decorrer de maiores cuidados no registo da informação, presumivelmente uma consequência dos contratos-programa”.

(Harfouche 2008) também atribuiu importância ao maior cuidado que teve forçosamente de existir no registo da informação. Refere que os hospitais empresarializados aparecem como sendo mais eficientes do que os hospitais do SPA em 2001 e que esta situação se inverte em 2002 “muito provavelmente” porque na sequência da transformação dos hospitais, houve também alterações das normas contabilísticas, designadamente a “utilização, pela primeira vez, de contas de acréscimos e diferimentos”. Os hospitais empresarializados voltam depois novamente a aparecer como sendo mais eficientes do que os hospitais do SPA em 2003, e até com “médias superiores a 2001”.

Importa realçar que todos estes estudos usaram métodos empíricos diferentes, e amostras e dados diferentes, e que, por esta razão, dificilmente se podem comparar os resultados.

(Menezes et al. 2006) estimaram um modelo de fronteira estocástica com dados de 51 hospitais públicos portugueses do período 1997-2004. O modelo de fronteira estocástica considerou uma função custo variável de forma translog híbrida, i.e. que juntou variáveis binárias à função translog, com 4 variáveis de produção - doentes saídos, demora média no internamento, consultas externas, e urgências.

A amostra incluía hospitais distritais, 3 hospitais da Região Autónoma dos Açores, e 8 hospitais centrais considerando “a sua proximidade aos hospitais distritais, evidenciada nas características dos seus serviços”. A amostra não incluiu os hospitais centrais de maior diferenciação, nomeadamente os hospitais universitários, e também não incluiu os hospitais especializados, nomeadamente as maternidades ou os “hospitais pediátricos, ortopédicos, psiquiátricos ou outros”.

(Gonçalves 2008) usou métodos e amostras diferentes para as suas diferentes perguntas de investigação.

Aplicou a abordagem da análise envolvente de dados e estimou um modelo de fronteira estocástica com dados de 79 hospitais públicos portugueses do triénio 2002-2004 para saber se os hospitais SA/EPE foram, ou não, mais eficientes do que os hospitais do SPA. O modelo de fronteira estocástica estimou uma função custo total de forma translog com 3 variáveis de produção - doentes saídos, consultas externas, e urgências.

Fez uma análise envolvente de dados com dados de 76 hospitais públicos portugueses do ano de 2002, para apurar se houve, ou não, a preocupação de escolher os hospitais do SPA mais eficientes para depois os transformar em hospitais SA/EPE.

(Gonçalves 2008) usou amostras que compreenderam os hospitais universitários, hospitais pediátricos e institutos oncológicos, e unidades locais de saúde (que, como se sabe, juntam hospitais e unidades prestadoras de cuidados de saúde primários).

(Moreira 2008) realizou uma análise de fronteira “global”, e outra “por grupos”, através da abordagem da análise envolvente de dados com dados de 64 hospitais públicos portugueses do período 2001-2005. As análises foram sempre realizadas “em termos relativos” por via da comparação dos desempenhos, antes e após a reforma, “do grupo dos hospitais-empresa com um grupo de controlo”. A amostra não continha hospitais universitários, maternidades e, ou, hospitais psiquiátricos.

(Harfouche 2008) fez uma análise envolvente de dados com dados de 39 hospitais públicos portugueses do triénio 2001-2003. A amostra integrou os hospitais universitários e hospitais especializados, designadamente o Instituto Português de Oncologia de Lisboa.

(Harfouche 2012) usou a abordagem da análise envolvente de dados com dados, que eram inicialmente, de 51 hospitais públicos portugueses em 2002, e que, à medida que os novos centros hospitalares foram sendo criados, passaram gradualmente a ser, de 49 hospitais em 2003 e 2004, 48 em 2005 e 2006, 45 em 2007, e 37 em 2008.

As amostras utilizadas por (Harfouche 2012) incluíram os hospitais universitários e hospitais especializados, entre os quais maternidades, hospitais pediátricos, e institutos oncológicos.

Além disso, importa também dizer que, para além da circunstância de estes estudos usarem métodos empíricos diferentes, e amostras e dados diferentes, também a provável falta de qualidade dos dados, recolhidos e usados, obsta a que se retirem conclusões da comparação dos resultados dos diferentes estudos (Fortuna 2009; Harfouche 2008; Moreira 2008).

Um outro aspeto que importa referir é o seguinte. A literatura, que estudou os efeitos que a transformação de alguns hospitais do SPA em hospitais SA/EPE teve sobre a eficiência dos hospitais portugueses, chegou também a outras conclusões que são dignas de registo.

(Gonçalves 2008) concluiu que a criação dos hospitais SA/EPE provocou uma melhoria da fronteira técnica de todo o subsector público hospitalar português. Segundo (Gonçalves 2008), a fronteira de eficiência do subsector público hospitalar melhorou no triénio 2002-2004 por consequência do clima competitivo que se terá gerado com a criação do novo grupo de hospitais SA/EPE. Para esta circunstância, terá contribuído “principalmente o grupo de hospitais do SPA” (Gonçalves 2008).

(Harfouche 2012) procurou saber se existiram diferenças nas estimativas de eficiência dos hospitais de uma região de Portugal para outra, e concluiu que “os hospitais incluídos nas regiões Norte e Centro apresentaram melhores scores de eficiência”, que os hospitais da região de Lisboa e Vale do Tejo foram os que apresentaram estimativas de eficiência que menos flutuações sofreram no período 2002-2008, e ainda que os hospitais das regiões do Alentejo e do Algarve apresentaram não só as mais baixas estimativas médias de eficiência, como também as mais inconstantes.

Finalmente, (Menezes et al. 2006) concluíram que a localização ou a dimensão das cidades onde estão localizados os hospitais “são importantes variáveis explicativas da eficiência”. Segundo eles, estas variáveis, de natureza regional “explicam cerca de 60% da eficiência” dos hospitais da amostra.

3.1.3.2. Unidades prestadoras de cuidados de saúde primários

Esta revisão da literatura encontrou apenas dois estudos que utilizaram dados de unidades prestadoras de cuidados de saúde primários em Portugal, e não encontrou nenhum estudo que tivesse tido a preocupação de calcular a eficiência dos centros de saúde portugueses e, ou, de os ordenar de acordo com o seu desempenho.

Referimos primeiro o estudo de (Neves 2011).

(Neves 2011) calculou a eficiência das Unidades de Saúde Familiar (USF), ordenou as USF de acordo com a sua eficiência de custo, determinou as USF de referência e as referências na forma de objetivos de desempenho.

(Neves 2011) considerou as USF mas as USF não são os centros de saúde portugueses.

As USF são unidades prestadoras de cuidados de saúde primários, constituídas por equipas multidisciplinares com uma “dimensão média de 20-25 elementos” (Ramos et al. 2012), que se organizaram para dar resposta às necessidades de saúde de uma lista de utentes pré-definida. As USF têm total autonomia técnica e organizacional relativamente aos centros de saúde, “visam alcançar objetivos e metas de qualidade e de resultados de saúde”, e são depois “avaliadas e responsabilizadas consequentemente pelos seus desempenhos” (Ramos et al. 2012).

(Neves 2011) aplicou a abordagem paramétrica dos modelos de fronteira estocástica para calcular a eficiência de custo das USF e para ordenar as USF, e aplicou o método dos graus de associação para “estabelecer as unidades de referência e as referências na forma de objetivos em termos de desempenho”. Aplicou estes métodos com dados de 110 USF do ano de 2009.

(Neves 2011) estimou funções custo Cobb-Douglas *ad hoc* usando os custos totais e os custos médios como variável dependente, e componentes principais, que entretanto extraiu, entre as variáveis independentes. Justificou o uso dos custos médios como variável dependente recorrendo a um argumento de (Jacobs et al. 2006), que encoraja o uso de uma variável deflacionada, como é o caso dos custos médios, para controlar a heteroscedasticidade no caso de ela estar presente.

As conclusões do estudo de (Neves 2011) foram as seguintes.

Primeiro, “as diferentes especificações dos modelos geram resultados similares” em termos de estimativas de eficiência e em termos de posições nos rankings.

Segundo, com base nos valores mínimos, médios e máximos dos inversos das estimativas de eficiência que (Neves 2011) reportou, é possível calcular as poupanças individuais que as USF mais eficiente, média e menos eficiente da amostra poderiam ter se fossem totalmente eficientes. Segundo os cálculos que fizemos com base nos valores reportados, as USF mais eficiente, média, e menos eficiente da amostra poderiam respetivamente ter poupanças globais anuais iguais a 2.4%, 13%, e 48.2% dos orçamentos que gastaram efetivamente.

O outro estudo que utilizou dados de unidades prestadoras de cuidados de saúde primários foi o estudo de (Barros & Machado 2010).

(Barros & Machado 2010) utilizaram dados de centros de saúde portugueses mas fizeram-no no contexto de um artigo que calculou os custos e os benefícios da formação dos médicos internos para os hospitais e os centros de saúde portugueses que acomodam os programas de formação dos médicos internos. O objetivo deste artigo foi o de saber qual poderia ser o

montante da compensação financeira que reclamam habitualmente as organizações de saúde que dão este tipo de formação.

É bastante evidente que o estudo da eficiência dos centros de saúde portugueses não foi o que estimulou (Barros & Machado 2010) a usar os dados dos centros de saúde portugueses.

O argumento a favor da existência de uma compensação financeira assenta na circunstância de os médicos internos consumirem recursos às organizações de saúde que os recebem, que não consumiriam se estas organizações de saúde não os recebessem. No entanto, (Barros & Machado 2010) chamam a atenção para o facto de as organizações de saúde que acolhem os programas de médicos internos poderem beneficiar disso porque os médicos internos podem ser usados como substitutos mais baratos dos médicos e, ou, dos enfermeiros na produção de cuidados de saúde.

Segundo (Barros & Machado 2010), duas forças opostas coexistem normalmente, e o efeito líquido pode ser positivo ou negativo. O raciocínio é depois o seguinte. Se o efeito líquido for positivo, i.e. se as organizações de saúde tiverem mais benefícios do que custos com os médicos internos, então a existência de uma compensação financeira deixa de se justificar.

(Barros & Machado 2010) calcularam o impacto da existência de programas de formação dos médicos internos nos hospitais portugueses com dados do período 2002-2004, e nos centros de saúde portugueses com dados de 2005. Fizeram-no estimando uma função custo Cobb-Douglas através de três métodos de estimação alternativos para “confirmar a robustez dos principais resultados sobre a magnitude dos custos líquidos do treino médico”. Primeiro, estimaram um modelo OLS consistente com heteroscedasticidade. Segundo, estimaram uma regressão robusta. Finalmente, estimaram um modelo de fronteira estocástica.

(Barros & Machado 2010) concluíram que, se os ordenados dos médicos internos não forem considerados, os custos das organizações de saúde que recebem os programas de formação dos médicos internos diminuem. A contratação de um médico interno pode gerar poupanças de aproximadamente 10,000 euros nos hospitais e “o efeito é maior no caso da formação de medicina geral” e familiar.

O consumo adicional de recursos das organizações de saúde que recebem os programas de formação dos médicos internos parece ser “largamente compensado pela atividade com a qual os médicos internos contribuem para a instituição” e, por esta razão, não se justifica nenhuma compensação financeira com valores acima dos valores do ordenados dos médicos internos.

3.2. Eficiência de escala

A ineficiência das organizações pode ocorrer por uma ou por uma combinação das seguintes razões. Primeiro, as organizações podem não estar a produzir tanto quanto poderiam com os recursos que estão a utilizar. Nos termos que se definiu anteriormente, se esta situação acontecer, está-se perante uma situação de ineficiência técnica. Segundo, as organizações podem não estar a trabalhar com a melhor combinação de recursos disponíveis, i.e. com a combinação de recursos mais barata, necessária para produzir um determinado volume de produção. Se esta situação ocorrer, está-se perante uma situação de ineficiência alocativa. Terceiro, as organizações podem não estar a produzir a melhor escala de produção, i.e. o volume de produção que minimiza o custo médio de produção. Se isto acontecer, está-se perante uma situação de ineficiência de escala.

Esta secção discute as vantagens e as desvantagens de reunir a produção em organizações maiores.

A próxima subsecção faz uma revisão da literatura internacional que estudou os hospitais sob a perspectiva da eficiência de escala. A subsecção seguinte faz uma revisão da literatura que estudou os hospitais portugueses sob a perspectiva da eficiência de escala.

O ajustamento do volume de produção de uma organização pode ocorrer por uma de duas vias. Ou a organização resolveu internamente produzir substancialmente mais (menos), ou houve a fusão (separação) de duas ou mais organizações, que passaram a trabalhar como uma única organização (organizações individuais).

Quando ocorre a fusão de duas ou mais organizações, é indispensável que as organizações fundidas passem a atuar como uma única organização para que os aumentos de eficiência possam acontecer (Dranove 1998). Se os departamentos das organizações fundidas não forem totalmente integrados, mesmo que outras organizações de maior dimensão tenham custos médios inferiores, a fusão das organizações pode não produzir aumentos de eficiência (Azevedo & Mateus 2014b).

Independentemente do sentido do ajustamento do volume de produção, i.e. para mais ou para menos, o ajustamento do volume de produção pode claramente conduzir a ganhos de eficiência (Aletras 1999).

Segundo a literatura, os ganhos (ou economias) de escala, que resultam de as organizações passarem a produzir a escala de produção que minimiza o custo médio de produção, podem acontecer por diversas razões. Quando o ajustamento do volume de produção vai no sentido

de as unidades produtivas passarem a produzir mais, a literatura refere habitualmente que os ganhos de eficiência resultam do seguinte.

Primeiro, a repartição de custos fixos elevados por um maior volume de produção diminui o custo médio de produção. “Os custos fixos podem estar relacionados com bens de capital, como instalações e equipamento, ou custos de não capital, como despesas administrativas, incluindo marketing ou outras funções operacionais que tenham componentes de custos fixos substanciais” (Azevedo & Mateus 2014b).

Podem existir ganhos de escala decorrentes da prestação de serviços de alta tecnologia que requeiram equipamentos custosos (Preyra & Pink 2006a; Given 1996; Dranove et al. 1992). (Azevedo & Mateus 2014b) referem que “entre as fontes geradoras de economias de escala, a distribuição de custos fixos de capital por um maior volume de produção é uma das razões com maior enfoque na literatura”.

Podem também existir ganhos de escala associados aos serviços administrativos e gerais (Dranove & Shanley 1995). Diversos artigos calculam poupanças de custo na ordem de 10-20% em centros de custo que não produzem proveitos, como acontece com os serviços administrativos e gerais (Dranove 1998). Uma vez que quanto maiores forem os custos fixos, maiores são os ganhos de escala, é mais provável que os ganhos de escala associados aos serviços administrativos e gerais ocorram sobretudo em organizações fundidas suficientemente grandes (Brooks & Jones 1997).

Segundo, a concentração da produção em organizações maiores facilita a eventualidade de ganhos por via da especialização na utilização dos recursos e da subsequente produção de mais qualidade (Connor et al. 1997). Naturalmente, os aumentos de eficiência por esta via só acontecerão se existir um acréscimo suficientemente grande do volume de produção e se o volume de produção for suficientemente elevado (Given 1996).

Terceiro, as organizações maiores podem beneficiar de mais poder de negociação junto dos fornecedores do que as organizações mais pequenas. Se as organizações maiores adquirirem mais quantidades do que as organizações mais pequenas, é totalmente admissível que as organizações maiores consigam comprar bens e serviços a custos unitários mais baixos do que as organizações mais pequenas (Harris et al. 2000; Given 1996).

Quarto, a fusão de unidades produtivas pode conduzir a um aumento da reputação das unidades fundidas (Dranove & Shanley 1995). Isto beneficia quem procura serviços de alta qualidade porque reduz os custos de procura de serviços desta natureza (Azevedo & Mateus 2014b).

Finalmente, a fusão das organizações pode reduzir a volatilidade e os picos de procura dos bens e serviços produzidos e prestados pelas organizações e, com isto, também os seus custos com pessoal (Lynk 1995).

Apesar da eventualidade de existirem ganhos de eficiência, a concentração da produção em organizações maiores pode ter também aspetos negativos associados a ela.

Primeiro, se, por um lado, a concentração da produção em organizações maiores pode levar a uma redução significativa dos custos médios de produção, por outro lado, ela pode também reduzir a concorrência e conduzir a aumentos dos preços (Lynk 1995).

Segundo, a eliminação de redundâncias e o eventual encerramento de unidades produtivas pode limitar o acesso geográfico dos consumidores aos bens e serviços (Connor et al. 1997).

Terceiro, a fusão de duas ou mais organizações pode não ser vantajosa mesmo do ponto de vista das próprias organizações. Se umas organizações são muito pequenas para poderem beneficiar de ganhos de escala, outras organizações podem ser demasiado grandes, e não só podem não beneficiar de aumentos de eficiência organizacional como podem também sofrer aumentos dos custos de produção (Azevedo & Mateus 2014a).

3.2.1. Literatura internacional sobre eficiência de escala nos hospitais

A literatura internacional, que estudou a eventualidade de existirem economias de escala por explorar nos hospitais, é extensa, cobre hospitais localizados em praticamente todas as regiões do mundo, aplica diferentes métodos de análise, e apresenta resultados que são frequentemente contraditórios. (Azevedo & Mateus 2014a) parecem concordar com esta ideia porque referem que “a literatura sobre economias de escala é extensa” e que “os resultados são de alguma maneira inconsistentes”.

Apesar de os resultados serem frequentemente contraditórios, existem resultados que são consensuais.

Primeiro, no seguimento do que se disse acima, uns hospitais são muito pequenos e outros são muito grandes para poderem beneficiar de ganhos de escala (Sinay 1998).

Segundo, a possibilidade de exploração de economias de escala parece só justificar a fusão de hospitais quando os hospitais são pequenos (Cohen & Paul 2008; Kristensen et al. 2008; Preyra & Pink 2006a; Ferrier & Valdmanis 2004; Aletras 1999; Dranove 1998; Brooks & Jones 1997; Wagstaff & López 1996) ou são aproximadamente do mesmo tamanho (Fortuna 2009; Connor

et al. 1998). Os hospitais do mesmo tamanho têm em princípio mais serviços duplicados do que os hospitais de tamanhos diferentes (Azevedo & Mateus 2014a).

(Posnett 1999) refere que a literatura internacional parece coincidir no resultado de que os hospitais com menos de 200 camas têm claramente a possibilidade de beneficiar de ganhos de escala.

Terceiro, a dimensão ótima dos hospitais, i.e. o número ótimo de camas para o qual todas as economias de escala foram exploradas, deve seguramente pertencer ao intervalo 200-400 camas (Posnett 1999), ou não deve estar longe disso. (Preyra & Pink 2006a; Kristensen et al. 2008; Dranove 1998) concluíram que a dimensão ótima dos hospitais é igual a 180, 275, e aproximadamente 280 camas, respetivamente.

Só a partir da década de 1990 é que os resultados sobre a dimensão ótima dos hospitais começaram a coincidir e isto foi acontecendo progressivamente ao longo do tempo. Até ao início da década de 1980, a divergência de resultados era de tal modo grande que o número ótimo de camas proposto pela literatura estava entre as 150 e as 900 camas (Fortuna 2009). Durante a década de 1980, apesar do volume significativo de artigos produzidos sobre este assunto, não foi possível compreender se os resultados coincidiam ou não “tendo em conta as divergências metodológicas” (Fortuna 2009).

A literatura empírica internacional que estudou a eventualidade de existirem economias de escala por explorar nos hospitais, ou de as fusões de hospitais terem gerado poupanças de custo, fê-lo sobretudo utilizando amostras constituídas por hospitais norte-americanos. Na Europa, a possibilidade de, por razões de natureza financeira, se concentrar a produção em hospitais maiores ainda não foi suficientemente estudada (Azevedo & Mateus 2014a).

Entre os artigos que estudaram a eventualidade de existirem ganhos de escala por explorar nos hospitais norte-americanos, uns artigos utilizaram amostras constituídas por hospitais instalados em todo o território federal dos EUA (Harrison 2011; Wholey et al. 1996; Sinay & Campbell 1995; Grannemann et al. 1986) e outros artigos usaram amostras que continham apenas hospitais instalados em determinados estados norte-americanos. Entre os estados norte-americanos cujos hospitais foram objeto de estudo estão, por ordem alfabética, os seguintes estados: Califórnia (Given 1996; Vita 1990), Carolina do Norte (Conrad & Strauss 1983), Florida (Fournier & Mitchell 1992), Nova Iorque (Vitalino 1987; Cowing & Holtmann 1983), e Washington (Cohen & Paul 2008).

Os resultados desta literatura norte-americana divergem muito. Uns artigos concluíram que os hospitais podiam explorar economias de escala (Harrison 2011; Cohen & Paul 2008; Given 1996; Wholey et al. 1996; Fournier & Mitchell 1992; Grannemann et al. 1986; Cowing &

Holtmann 1983). Outros artigos não encontraram nenhuma evidência de economias de escala (Vita 1990; Conrad & Strauss 1983). Outros artigos ainda concluíram que os hospitais se encontravam numa zona de deseconomias de escala (Sinay & Campbell 1995), sendo por isso preciso diminuir o volume de produção desses hospitais para aumentar a sua eficiência (de escala).

A divergência dos resultados desta literatura norte-americana sugere que, nos EUA, “onde os hospitais competem entre si”, “alguns hospitais já operam na dimensão ótima” (Azevedo & Mateus 2014b).

Entre os países, para além dos EUA, cujos hospitais foram objeto de estudo para aferir da eventualidade de, nesses hospitais, existirem ganhos de escala por aproveitar, encontram-se, por ordem alfabética, os seguintes países: Canadá (Preyra & Pink 2006a), Dinamarca (Kristensen et al. 2008), Espanha (Wagstaff & López 1996), Grécia (Aletras 1999), Nova Zelândia (P. A. Scuffham et al. 1996), e Reino Unido (Gaynor et al. 2012).⁹

Os resultados dos artigos, que utilizam amostras de hospitais que não são norte-americanos, parecem ser mais coincidentes. Entre os artigos referenciados neste trabalho, predomina a conclusão de que existiam economias de escala por aproveitar nos hospitais observados que não são norte-americanos (Preyra & Pink 2006a; Aletras 1999; P. A. Scuffham et al. 1996; Wagstaff & López 1996). Além disso, (Azevedo & Mateus 2014b) sustentam que “é possível verificar que a maioria dos estudos desenvolvidos em países com sistemas baseados em SNS apresentam economias de escala por explorar”.

Independentemente de se tratar de funções custo *ad hoc* ou de funções custo que resultam da teoria microeconómica, “as chamadas formas flexíveis assumiram um papel central na literatura internacional” (Fortuna 2009), com a predominância da forma funcional translog, “seguida da função quadrática” (Azevedo & Mateus 2014a).

Os resultados sugerem que a escolha da forma funcional da função custo afeta os resultados da “estimação paramétrica de economias de escala e da dimensão ótima dos hospitais” (Azevedo & Mateus 2014b). Além disso, aparentemente a forma quadrática desfavorece a presença de economias de escala (Azevedo & Mateus 2014b).

(Kristensen et al. 2008) estimaram duas funções custo, com formas funcionais alternativas, para uma mesma amostra de hospitais. A função translog indicou a presença de economias de escala de longo prazo. A função quadrática indicou a presença de economias de escala,

⁹ Também existem estudos sobre as economias de escala nos hospitais portugueses. A subsecção seguinte faz a revisão desta literatura portuguesa.

constantes para os hospitais de dimensão média, e decrescentes para os hospitais de maior dimensão. (Vitalino 1987) também estimou duas funções custo, uma com a forma funcional translog, e outra utilizando uma forma quadrática, e obteve resultados semelhantes aos resultados de (Kristensen et al. 2008).

Isto não significa contudo que a forma funcional translog favoreça a presença de economias de escala. “A literatura internacional sobre estudos empíricos que utilizam funções custo translogarítmicas não parece ser conclusiva quanto à existência de economias de escala” (Lima 2003).

Entre os artigos referenciados neste trabalho, (Given 1996; Scuffham et al. 1996; Wholey et al. 1996; Fournier & Mitchell 1992; Vita 1990; Conrad & Strauss 1983; Cowing & Holtmann 1983) estão entre os artigos que usaram a função translog para estudar a eventualidade de haver economias de escala por explorar em hospitais. (Fortuna 2009; Preyra & Pink 2006a) estão entre os artigos que usaram a forma quadrática.

Poucos foram os artigos que mediram os eventuais ganhos resultantes da fusão de hospitais, e que o fizeram comparando o desempenho dos hospitais fundidos com o desempenho dos hospitais que nunca foram fundidos, antes e depois da fusão.

(Gaynor et al. 2012) estão entre os autores que usaram esta metodologia com uma amostra de hospitais públicos britânicos, e concluíram que a fusão dos hospitais não trouxe ganhos de escala. O comportamento financeiro dos hospitais agregados piorou, a produtividade do trabalho manteve-se, houve uma dilatação dos tempos de espera, e não houve registos de mais qualidade na prestação clínica.

(Alexander et al. 1996) também usaram esta metodologia. Fizeram-no com uma amostra de hospitais norte-americanos, e concluíram que a fusão dos hospitais trouxe ganhos porque os hospitais fundidos reduziram os custos.

Um outro aspeto interessante é o seguinte. Quando a literatura internacional pôde concluir que as fusões dos hospitais geraram ganhos de escala para os hospitais fundidos, ela nunca encontrou ganhos de escala muito significativos. “A maior parte destes estudos sugeriram poupanças anuais de custo modestas para as organizações fundidas”, em particular quando se trata de hospitais situados nos EUA (Azevedo & Mateus 2014a). (Harrison 2011) estimou poupanças de custo de 2%, (Connor et al. 1997) de 5%, e (Dranove & Lindrooth 2003) de 14%.

Além disso, quando as fusões dos hospitais produzem, de facto, ganhos de escala, segundo (Harrison 2011), estes ganhos acontecem principalmente logo após as fusões e tendem a diminuir à medida que o tempo passa.

Finalmente, uma fragilidade de uma boa parte desta literatura é a circunstância de assumir implicitamente que os hospitais estão a atuar de forma totalmente eficiente. Esta hipótese constitui uma fragilidade porque os hospitais podem não estar a atuar de forma totalmente eficiente (i.e. podem ter custos superiores aos custos mínimos, que teriam, se estivessem a produzir sobre a sua fronteira de eficiência), e, se isto for assim, todas as conclusões sobre a eventualidade de existirem economias de escala por explorar, e sobre a dimensão dos eventuais ganhos de escala, podem revelar-se enviesadas.

Uma maneira de ultrapassar esta fragilidade é a de fazer a análise sobre as economias de escala a partir dos métodos empíricos de fronteira discutidos acima porque eles permitem distinguir entre a ineficiência técnica, alocativa e, ou, económica e a ineficiência de escala (Azevedo & Mateus 2014b).

3.2.2. Eficiência de escala dos hospitais públicos portugueses

A literatura sobre economias de escala nos hospitais públicos portugueses é escassa e pode ser agrupada em função da pergunta de investigação a que se propõe responder. Os estudos portugueses procuram essencialmente responder a uma ou mais perguntas de investigação, entre as três perguntas de investigação seguintes:

- 1) Existem, ou não, economias de escala por explorar nos hospitais portugueses?
- 2) As fusões de hospitais geraram, ou não, ganhos de eficiência de escala?
- 3) Qual é a dimensão ótima dos hospitais portugueses, i.e. o número ótimo de camas para o qual todas as economias de escala foram exploradas?

Sobre a pergunta de investigação 1), os seguintes quatro estudos concluíram que existiam economias de escala por explorar nos hospitais públicos portugueses: (Gonçalves & Barros 2013; Fortuna 2009; Lima 2003; Carreira 1999).

Este resultado não é despiendo porque estes quatro estudos usaram métodos e amostras diferentes e chegaram a esta mesma conclusão.

(Carreira 1999) estimou uma função custo variável translog através da metodologia SUR com dados administrativos do período 1991-1995.¹⁰ (Lima 2003) estimou uma função custo translog de longo prazo híbrida, i.e. com variáveis binárias, através da metodologia SUR e usou dados administrativos do período 1984-1994. (Fortuna 2009) estimou uma função custo total quadrática de curto prazo com um componente *ad hoc* através do método da máxima verosimilhança e admitindo efeitos aleatórios, com dados administrativos do período 2003-

¹⁰ No próximo capítulo deste documento, explicar-se-á a metodologia SUR pormenorizadamente.

2006. (Gonçalves & Barros 2013) estimaram funções custo variável translog através da metodologia SUR com dados de três especialidades clínicas do período 2002-2006.

Além disso, este resultado também não é despiendo porque coincide com o resultado da literatura internacional que diz que a possibilidade de exploração de economias de escala pode justificar a fusão de hospitais quando os hospitais são pequenos (Cohen & Paul 2008; Kristensen et al. 2008; Preyra & Pink 2006a; Ferrier & Valdmanis 2004; Aletras 1999; Dranove 1998; Brooks & Jones 1997; Given 1996; Wagstaff & López 1996; Wholey et al. 1996).

No contexto internacional, o hospital médio português é pequeno. A dimensão do hospital médio da amostra de (Gonçalves & Barros 2013), é igual a 285, 294, e 307 camas, dependendo da especialidade clínica. Por sua vez, as dimensões dos hospitais médios das amostras de (Fortuna 2009; Lima 2003; Carreira 1999) são iguais a 310, 241 e 264 camas, respetivamente. Repare-se que, na Alemanha, por exemplo, o hospital médio que decorre da amostra de (Herr et al. 2011) tem 1287 camas.

(Azevedo & Mateus 2014a) também consideram que o hospital médio português é pequeno porque relataram que “(Lima 2003) e (Carreira 1999) indicam economias de escala para pequenos hospitais em Portugal”.

As conclusões de (Gonçalves & Barros 2013; Lima 2003) e as conclusões de (Fortuna 2009; Carreira 1999) divergem em dois aspetos importantes.

Primeiro, as economias de escala referidas por (Gonçalves & Barros 2013; Lima 2003) são economias de escala de longo prazo, e as economias de escala referidas por (Fortuna 2009; Carreira 1999) são economias de escala de curto prazo. (Fortuna 2009; Carreira 1999) foram muito explícitos relativamente ao curto prazo. (Fortuna 2009) indicou que existia “espaço para ganhos até ao dobro do hospital médio” no curto prazo. (Carreira 1999) referiu que o hospital médio da amostra que usou se encontrava a operar numa “zona de economias de escala crescentes no curto prazo”.

Segundo, no longo prazo, (Gonçalves & Barros 2013; Lima 2003) encontraram economias de escala por explorar e (Fortuna 2009; Carreira 1999) encontraram deseconomias de escala. (Fortuna 2009) explicou que, no longo prazo, encontrou deseconomias de escala crescentes “até para os hospitais mais pequenos”. (Carreira 1999) não indicou nada especificamente sobre os hospitais mais pequenos. Referiu apenas que “no longo prazo, os médios e grandes hospitais estão a operar na zona de deseconomias de escala”.

Sobre a pergunta de investigação 2), os seguintes três estudos portugueses foram unânimes em reconhecer que as fusões dos hospitais portugueses não geraram as poupanças de custo

que os seus propulsores antecipavam: (Azevedo & Mateus 2014a; Fortuna 2009; Barros & Sena 1999).

(Barros & Sena 1999) foram os primeiros a estudar os motivos que poderiam ter conduzido à circunstância de um forte aumento dos custos de hospitais portugueses ter acompanhado o redimensionamento a que estes hospitais foram sujeitos há uns anos. Fizeram-no estudando três hospitais redimensionados e concluíram que o aumento dos custos foi a consequência de os hospitais se encontrarem numa zona de deseconomias de escala.

(Fortuna 2009) estudou as organizações que resultaram das fusões dos hospitais portugueses e concluiu que estas organizações se encontravam a operar numa zona de deseconomias de escala crescentes.

(Azevedo & Mateus 2014a) procuraram saber se os custos dos hospitais tinham diminuído (aumentado) mais, ou menos, do que teriam se estes hospitais não tivessem sido fundidos, e concluíram que “as fusões levaram a um aumento de custo pós-fusão na ordem dos 8%”, o que suporta a ideia de que “alguns centros hospitalares se tornaram demasiado grandes” e que esses hospitais se encontravam a produzir numa zona de deseconomias de escala.

Existe ainda o estudo de (Gonçalves 2008) que não quis responder inteiramente à pergunta de investigação 2), mas que, em vez disso, se propôs saber se as fusões de dois conjuntos específicos de hospitais portugueses, que se materializaram na criação do Centro Hospitalar de Lisboa Ocidental e na criação do Centro Hospitalar do Oeste, geraram poupanças de custo ou não (Gonçalves 2008). (Gonçalves 2008) aplicou uma análise envolvente de dados e usou um modelo de fronteira estocástica, e concluiu, em ambos os casos, que “os custos dos hospitais juntos são maiores do que a soma dos custos dos hospitais individuais”.

Inúmeras outras razões, para além do facto de os hospitais que resultaram das fusões serem aparentemente excessivamente grandes e estarem a operar numa zona de deseconomias de escala, podem justificar por que as fusões de hospitais portugueses não geraram poupanças de custo, ao contrário do que terá sucedido noutros países (Gaynor et al. 2012). Entre elas, estão as seguintes.

Primeiro, o período temporal pós-fusões, que foi estudado, “pode ser demasiado curto para ajustar os hospitais e conseguir eficiências através da combinação de operações” (Azevedo & Mateus 2014a). Além disso, as fusões sofrem frequentemente problemas organizacionais, como problemas “de governança e dificuldades em mobilizar” os recursos humanos, e pode de facto ser preciso mais tempo para que os recursos humanos se consigam adaptar e aderir à nova realidade (Azevedo & Mateus 2014a).

Segundo, os hospitais, que resultam das fusões, continuam geralmente a operar com todas as unidades produtivas que existiam antes das fusões, e que operam em edifícios dispersos geograficamente. Em Portugal, “as fusões não resultaram necessariamente no fecho de um hospital ou da extensão de outro hospital” (Azevedo & Mateus 2014a), e segundo (Menezes et al. 2006), a duplicação de edifícios e equipamentos provoca um crescimento dos custos variáveis, mantendo tudo o resto constante.

Terceiro, as fusões geram normalmente maiores poupanças de custo quando elas ocorrem entre hospitais que são aproximadamente do mesmo tamanho (Fortuna 2009; Connor et al. 1998) porque têm em princípio mais serviços duplicados do que os hospitais de tamanhos diferentes (Azevedo & Mateus 2014a). Isto não ocorreu em Portugal. As fusões dos hospitais portugueses aconteceram sobretudo “entre hospitais com características muito diferentes” (Azevedo & Mateus 2014a).

Sobre a pergunta de investigação 3), houve os seguintes cinco estudos: (Azevedo & Mateus 2014a; Fortuna 2009; Lima 2003; Carreira 1999; Paiva 1993).

As estimativas da dimensão ótima dos hospitais públicos portugueses, que resultaram destes estudos, são muito próximas umas das outras, situam-se entre as 215 camas de (Carreira 1999) e as 363 camas de (Paiva 1993), e acompanham a literatura internacional que estima que a dimensão ótima dos hospitais deve certamente pertencer ao intervalo 200-400 camas (Kristensen et al. 2008; Posnett 1999; Dranove 1998), ou se encontrar próxima disso (Preyra & Pink 2006b).

Este é um resultado particularmente interessante tendo em conta a pluralidade de métodos e das amostras utilizados, em Portugal como em todo o mundo.

No que se refere especificamente à literatura sobre as economias de escala nos hospitais portugueses, os métodos e as amostras utilizados divergem significativamente. Para se ficar com uma ideia da diversidade de métodos e de amostras utilizados, considere-se os estudos seguintes. (Paiva 1993) estimou uma função custo Cobb-Douglas transformada utilizando uma amostra de 29 hospitais com dados do período 1984-1990. (Fortuna 2009) estimou uma função custo quadrática utilizando uma amostra de 74 hospitais do período 2003-2006. (Azevedo & Mateus 2014a) estimaram uma função custo translog utilizando uma amostra de 69 hospitais com dados do período 2003-2009.

Sobre cada um dos estudos que ofereceram estimativas para a dimensão ótima dos hospitais públicos portugueses, pode destacar-se o seguinte. Por ordem crescente da magnitude das estimativas para a dimensão ótima dos hospitais públicos portugueses:

(Carreira 1999) referiu que “a análise da elasticidade de escala em relação ao fator fixo” o levou “a concluir que o hospital médio não se encontra na sua dimensão ótima”, devendo este “reduzir a sua lotação para as 215 camas”.

(Azevedo & Mateus 2014a) concluíram que o número ótimo de camas dos hospitais públicos portugueses é igual a 229 camas, se a taxa média de ocupação das camas for igual a 100%, e é igual a, 269, 301, e 318 camas, se a taxa média de ocupação das camas for igual a 85%, 76%, e 74%, respetivamente.

(Fortuna 2009) concluiu que o número ótimo de camas dos hospitais públicos portugueses é igual a 233 camas, se taxa média de ocupação das camas for igual a 100%, e é igual a 315 camas, se a taxa média de ocupação das camas for igual a 74%.

(Lima 2003) concluiu que o hospital com 241 camas “tem potencialidades para produzir de forma eficiente, na medida em que os dados sugerem que explora economias de escala globais”.

(Paiva 1993) obteve uma função custo médio com um ponto mínimo nas 363 camas.

A combinação destas estimativas com o resultado, que diz que os hospitais que resultaram das fusões são demasiado grandes e que devem por isso seguramente estar a operar em regiões de deseconomias de escala, sugere que “a consolidação da produção pode ser adequada em pequenos hospitais do ponto de vista do custo, através de fusões entre grupos de pequenos hospitais e hospitais de média dimensão” (Azevedo & Mateus 2014a), desde que dali não resultem hospitais demasiado grandes.

(Castro 2012) argumenta que “devem acontecer alterações na dimensão dos hospitais e nos serviços prestados” para que se possa conseguir uma maior eficiência. Refere que, entre as medidas possíveis, poder-se-ia “transferir alguns serviços de uns hospitais para outros mais eficientes e que tivessem espaço para crescer”, i.e. que pudessem “beneficiar de eventuais ganhos de escala”. Refere também que “uns hospitais poderiam aumentar o output de algumas atividades e decrescer o output de outras atividades”.

Neste contexto, (Barros 2013) chama a atenção para um aspeto interessante. (Barros 2013) chama a atenção para a circunstância de os hospitais mais pequenos nem sempre poderem aumentar a sua atividade, mesmo que existam ganhos de escala por explorar, pela simples razão de os hospitais mais pequenos enfrentarem uma procura muito limitada.

Finalmente, dois outros aspetos devem ainda ser referidos.

Primeiro, as funções custo flexíveis preenchem uma posição central na literatura sobre as economias de escala nos hospitais públicos portugueses e, entre as funções custo flexíveis, a forma translog sobressai enormemente (Azevedo & Mateus 2014a; Gonçalves & Barros 2013; Lima 2003; Carreira 1999).

Segundo, à semelhança do que acontece com a literatura internacional, também a maior parte destes estudos portugueses assume implicitamente que os dados usados resultam de hospitais que estavam a produzir de forma totalmente eficiente quando foram observados. Esta constitui claramente uma lacuna grave porque os hospitais podiam não estar a produzir sobre a sua fronteira de eficiência e, se isto for assim, os resultados sobre as economias de escala podem revelar-se completamente enviesados.

Em vez de aplicarem a metodologia SUR, como faz a maior parte destes estudos (Azevedo & Mateus 2014a; Gonçalves & Barros 2013; Lima 2003; Carreira 1999), estes estudos deveriam fundamentar a sua análise sobre economias de escala nos métodos empíricos de fronteira, e, desta maneira, poder distinguir entre a ineficiência técnica, alocativa e, ou económica e a ineficiência de escala.

4. Métodos utilizados

Neste capítulo, descrevemos os métodos paramétricos alternativos, usados neste trabalho, para estimar as funções custo e calcular as estimativas de ineficiência das organizações de saúde.

Não existem critérios metodológicos validados pela literatura que permitam selecionar uma estimativa de ineficiência, entre as diferentes estimativas de ineficiência que resultam dos modelos econométricos alternativos.

Para podermos retirar conclusões, construímos, para cada unidade de saúde, um intervalo de variação da estimativa de ineficiência, dentro do qual o verdadeiro valor da ineficiência se encontra necessariamente se os modelos econométricos alternativos são suficientemente diferentes entre eles. Os limites inferior e superior deste intervalo são, respetivamente, os mínimo e máximo das estimativas de ineficiência que resultam dos modelos econométricos alternativos. Quanto menor for a magnitude do intervalo, mais precisas são as conclusões.

Para efeitos de completude, podemos ainda referir o seguinte. Em vez de fazer o que se fez, poder-se-iam ter calculado e apresentado os intervalos de confiança das estimativas pontuais de ineficiência, e a partir destes, retirar as conclusões.

Ganhar-se-ia em confiança nos resultados, designadamente se em vez de se ter usado o intervalo descrito acima se tivesse usado um outro intervalo cujos limites inferior e superior fossem, respetivamente, o mínimo dos limites inferiores e o máximo dos limites superiores dos intervalos de confiança das estimativas de ineficiência que resultam de todos os modelos econométricos alternativos usados.

No entanto, pensamos que se perderia em clareza, sobretudo se os intervalos de confiança se sobrepuserem uns aos outros.

Consideramos que o centro do intervalo de confiança unicamente, i.e. a estimativa pontual da ineficiência, permite que se infira mais facilmente sobre o contributo de cada modelo econométrico para a formação do intervalo de variação da estimativa de ineficiência que se construiu, e pensamos que este intervalo constitui informação suficiente para responder às perguntas de investigação colocadas neste trabalho.

Estimaram-se as funções custo e calcularam-se as estimativas de ineficiência dos hospitais através dos 4 modelos econométricos alternativos seguintes:

- 1) modelo tradicional de fronteira estocástica;
- 2) modelo de efeitos aleatórios;
- 3) modelo SUR;
- 4) modelo de regressão com heteroscedasticidade entre os hospitais.

Estimaram-se as funções custo e calcularam-se as estimativas de ineficiência dos centros de saúde através dos 3 modelos econométricos alternativos seguintes:

- 1) modelo tradicional de fronteira estocástica;
- 2) modelo SUR;
- 3) modelo de fronteira estocástica que admite heteroscedasticidade entre os centros de saúde e que a variância da ineficiência seja uma função de fatores ambientais exógenos.

Independentemente do modelo usado, subjacente ao cálculo das estimativas de ineficiência esteve sempre o pressuposto de que a diferença entre o custo observado e o custo estimado resulta de choques aleatórios e, ou, de um comportamento ineficiente.

Em cada caso, utilizou-se tecnologia Cobb-Douglas e a forma translog. No capítulo seguinte, descrevem-se as tecnologias utilizadas.

De ora em diante, chamar-se-á:

- modelo F aos modelos de fronteira estocástica;
- modelo E ao modelo de efeitos aleatórios e à sua técnica de cálculo das estimativas de ineficiência;
- modelo S aos modelos SUR, e às suas respectivas técnicas de cálculo das estimativas de ineficiência;
- modelo H aos modelos com heteroscedasticidade, e às suas respectivas técnicas de cálculo das estimativas de ineficiência.

Usaram-se dados longitudinais para os hospitais e dados de corte transversal para os centros de saúde. Por consequência disto, não se aplicou o modelo de efeitos aleatórios aos centros de saúde porque este modelo requer dados longitudinais. Além disso, os modelos F, S, e H aplicados aos hospitais não são exatamente iguais aos modelos F, S, e H, respetivamente, aplicados aos centros de saúde. Mantêm-se as mesmas designações porque, por exemplo, o modelo S dos hospitais é tanto um modelo SUR quanto o é o modelo S dos centros de saúde. No entanto, o facto de se fazerem as estimações dos hospitais com dados longitudinais e de se utilizarem dados de corte transversal para os centros de saúde faz com que as técnicas de cálculo das estimativas de ineficiência sejam diferentes, num caso e no outro.

De seguida, descrevem-se detalhadamente os modelos econométricos utilizados.

4.1. Hospitais

4.1.1. Modelo F

No modelo F, considera-se que apenas a existência de ineficiência global e a ocorrência de choques aleatórios podem explicar, para um determinado nível de produção, uma diferença entre os custos observados e o custo mínimo de produção, que é dado pela função custo. Os choques aleatórios são um simples erro estatístico, que resulta de imprecisões de medida, de heterogeneidade imperceptível ou de pressões estocásticas.

Formalmente, os custos observados e a função custo relacionam-se nos termos da equação (35) e da condição (36).

$$C = C(.)exp(u)exp(v) \quad (35)$$

$$u \geq 0 \quad (36)$$

C representa os custos observados, $C(.)$ é a função custo que resulta do problema de minimização de custos, u é o indicador de ineficiência, e v traduz os choques aleatórios. Mantendo tudo o resto constante, quanto maior for a diferença entre $exp(u)$ e 1, maior é a ineficiência.

É habitual chamar-se “fronteira determinística” à função custo e “fronteira estocástica” ao produto da função custo com o termo do ruído aleatório.

Inserindo o índice do hospital $j = 1, 2, \dots, N$ e o índice temporal $t = 1, 2, \dots, T$, pode escrever-se a forma logarítmica da equação (35) da seguinte maneira:

$$\ln C_{jt} = \ln C(.) + u_j + v_{jt} \quad (37)$$

Repare-se que u não tem índice temporal. Isto é assim porque se assume que a ineficiência de cada hospital não varia ao longo do tempo.

Esta hipótese é totalmente aceitável no contexto deste trabalho.

Segundo (Jacobs et al. 2006), deve assumir-se que a ineficiência é constante ao longo do tempo quando se tem a convicção de que é o que acontece na realidade, e deve assumir-se que a ineficiência varia ao longo do tempo, também quando se tem a convicção de que é o que acontece na realidade.

Dito isto, (Coelli et al. 2005) consideram que a hipótese de que a ineficiência é constante ao longo do tempo “é mais difícil de justificar à medida que o período temporal aumenta”, e (Jacobs et al. 2006) referem que a hipótese de que a ineficiência é constante ao longo do tempo “não é particularmente atrativa em contextos em que os dados são observados durante longos períodos ou quando existe a expectativa de existirem influências externas que possam alterar o padrão temporal da eficiência, tais como iniciativas regulatórias periódicas”.

Como já se disse, neste trabalho, utilizaram-se dados de hospitais públicos portugueses do período 2002-2006.

Este é um período temporal curto, e esta circunstância, por si só, poderia ser o suficiente para justificar a adoção da hipótese de que a ineficiência de cada hospital é constante ao longo do tempo.

A esta circunstância, acresce o seguinte. Durante estes cinco anos, não aconteceu nenhuma alteração estrutural, no setor público da Saúde em Portugal, que justifique sequer pensar que os níveis de ineficiência dos hospitais públicos portugueses possam ter mudado ao longo do tempo. Referimo-nos designadamente a transformações nos mecanismos de incentivos ao desempenho das unidades de saúde e dos seus profissionais.

As circunstâncias dos hospitais públicos portugueses não se alteraram ao longo do período observado. Mesmo a transformação de hospitais do SPA em hospitais empresarializados, que permitiu que a contratualização do financiamento hospitalar pudesse passar a depender dos resultados, e que permitiu a existência de contratos individuais de trabalho, não originou nenhuma alteração substancial que pudesse influenciar verdadeiramente a eficiência dos hospitais.

Repare-se que nada que pudesse influenciar a eficiência dos hospitais mudou realmente. A contratualização foi realizada com base nas propostas dos conselhos de administração dos hospitais e os orçamentos continuaram a ser abertos no fim, e desconhecem-se notícias da ativação, nos hospitais públicos portugueses, e no período sob observação, de cláusulas de contratos individuais de trabalho que previssessem o pagamento de uma parte dos salários em função dos resultados.

Manteve-se a ausência de incentivos ao desempenho para as organizações de saúde e para os seus profissionais, e predominou a lógica do funcionalismo público. Talvez por esta razão aliás, os resultados da literatura, que se propôs analisar os efeitos sobre a eficiência dos hospitais públicos portugueses da transformação de hospitais do SPA em hospitais SA/EPE, e que se discutiram no capítulo anterior, sejam tão contraditórios e inconclusivos.

Além disso, segundo (Coelli et al. 2005), é admissível pensar que a ineficiência possa mudar ao longo do tempo de forma consistente, seguindo um determinado padrão, à medida que o horizonte temporal aumenta, porque é razoável admitir que os gestores das organizações aprendem a partir das suas experiências anteriores no processo produtivo.

É altamente discutível que este processo de aprendizagem aconteça nos hospitais públicos portugueses à velocidade a que poderá acontecer em organizações onde a rotatividade das chefias é menor. Repare-se que os membros dos conselhos de administração dos hospitais públicos portugueses mudam habitualmente sempre que ocorre uma mudança política na governação do país.

Como apontamento, ainda que este não constitua naturalmente um motivo para adotar esta hipótese, a adoção desta hipótese permite que se estime a equação (37) através do modelo de efeitos aleatórios, como se verá na próxima subsecção. Importa fazê-lo porque o modelo de efeitos aleatórios não requer que se assuma nenhuma distribuição de probabilidade para o termo da ineficiência.

Considere-se, depois, o erro composto e , definido nos seguintes termos:

$$e \equiv u + v \tag{38}$$

Esta expressão é central em toda a discussão que se segue neste capítulo.

Os modelos de fronteira estocástica assumem que u segue uma distribuição estritamente não negativa, e que v segue uma distribuição normal de média zero e variância σ_v^2 .¹¹

O modelo F, que, como se disse, é um modelo tradicional de fronteira estocástica, assume que u segue uma distribuição truncada normal de média μ e de variância σ_u^2 .

¹¹ (Pitt & Lee 1981) foram os primeiros a propor um modelo de fronteira estocástica com dados de painel. Fizeram-no admitindo que u seguia uma distribuição meia-normal de média zero e de variância σ_u^2 . Mais tarde, (Battese & Coelli 1988) generalizaram o modelo para o caso de u seguir uma distribuição truncada normal de média μ e de variância σ_u^2 . O modelo de fronteira estocástica que assume que u segue uma distribuição exponencial é uma outra extensão.

Não existe nenhum fundamento económico sobre o qual possa assentar a escolha da distribuição (Jacobs et al. 2006; Schmidt & Sickles 1984). Escolheu-se esta distribuição porque se trata da distribuição mais genérica, dentro do leque de distribuições susceptíveis de serem escolhidas.

Além disso, assume-se que v_{jt} e u_j são independentemente distribuídos entre eles e que também o são relativamente aos regressores do modelo.

Finalmente, a estimação do modelo F é feita através do método da máxima verosimilhança, e as estimativas dos coeficientes da função custo são calculadas simultaneamente com as estimativas do termo de ineficiência e das estimativas dos choques aleatórios.

4.1.2. Modelo E

O modelo E calcula primeiro as estimativas dos coeficientes dos regressores da equação (37), ignorando a condição (36), e considera-a depois.

Faz-se por isso a estimação em duas fases.

Na primeira fase, estima-se a equação (37) usando as técnicas habituais de estimação dos modelos de efeitos aleatórios, i.e. assumindo que u é um choque aleatório específico do hospital j , que, em cada período, entra de forma idêntica na regressão.

Na segunda fase, calculam-se as estimativas dos termos de ineficiência considerando a condição (36), i.e. garantindo que as estimativas do termo de ineficiência não são negativas. Para este efeito, na segunda fase, normalizam-se as estimativas de u que resultaram da estimação do modelo de efeitos aleatórios.

Sejam

- \tilde{u}_j a estimativa de u_j que resulta diretamente da estimação do modelo de efeitos aleatórios, i.e. da equação (37), ignorando a condição (36)
- $\tilde{u}_{i^*} = \min \tilde{u}_j < 0$ a menor estimativa negativa que, por hipótese, é da organização i
- \hat{u}_j a estimativa do termo de ineficiência da organização j

Formalmente, fez-se o cálculo das estimativas de u através da normalização seguinte:

$$\hat{u}_j = \tilde{u}_j - \tilde{u}_{i^*} \quad (39)$$

Por construção, o valor da menor estimativa negativa dos termos de ineficiência é zero. Em (39), vemos que quando $j = i$, $\hat{u}_i = 0$. A organização i é a organização mais eficiente e ela é totalmente eficiente. Nos modelos de efeitos aleatórios que estimam modelos de fronteira estocástica, existe sempre uma organização i que é totalmente eficiente, e é relativamente a ela, que as outras organizações são comparadas, i.e. as organizações não são comparadas a uma referência absoluta.

Da estimação da equação (37) e da normalização das estimativas de u , resulta uma fronteira de custo corrigida, que inclui a estimativa da função custo com a soma da menor estimativa negativa dos efeitos aleatórios, e as estimativas dos termos de ineficiência.

Sejam

- $\ln \widehat{C}(\cdot)$ a estimativa de $\ln C(\cdot)$, e
- \hat{v}_{jt} as estimativas dos choques aleatórios.

Podem resumir-se as estimativas do modelo E da seguinte maneira:

$$\ln C_{jt} = (\ln \widehat{C}(\cdot) + \tilde{u}_{i^*}) + (\tilde{u}_j - \tilde{u}_{i^*}) + \hat{v}_{jt} \quad (40)$$

Usando a terminologia dos modelos de fronteira estocástica:

- $\ln \widehat{C}(\cdot) + \tilde{u}_{i^*}$ é a forma logarítmica da fronteira determinística, e
- $\ln \widehat{C}(\cdot) + \tilde{u}_{i^*} + \hat{v}_{jt}$ é a forma logarítmica da fronteira estocástica.

As hipóteses do modelo de efeitos aleatórios sobre os termos do erro composto são menos restritivas do que as hipóteses dos modelos de fronteira estocástica. Nos modelos de efeitos aleatórios, não é necessário assumir nenhuma distribuição para u ou para v . É apenas necessário que u e v sejam independentes e identicamente distribuídos, de médias zero e variâncias σ_u^2 e σ_v^2 , e que v e u sejam independentes, entre eles e dos regressores.

O modelo E foi estimado através do método dos mínimos quadrados generalizados.¹²

¹² Para sermos completos, e tal como (Schmidt & Sickles 1984) referem, também é possível estimar a equação (37) e levar em consideração a condição (36), utilizando as técnicas habituais de estimação dos modelos de efeitos fixos. O procedimento é semelhante ao procedimento dos modelos de efeitos aleatórios. Não o fizemos porque, tal como (Greene 2012) refere, o modelo de efeitos fixos é uma abordagem razoável quando se pode assumir que as diferenças entre as organizações podem ser consideradas mudanças paramétricas da função de regressão. Não nos parece que este seja o caso no contexto dos hospitais. Parece-nos mais adequado usar um modelo de efeitos aleatórios porque os

4.1.3. Modelo S

O modelo S calcula primeiro as estimativas dos coeficientes dos regressores do modelo SUR, e calcula, numa segunda fase, as estimativas do termo de ineficiência.

4.1.3.1. Modelo SUR

O modelo SUR foi provavelmente o modelo que mais vezes foi usado para estimar funções custo antes de existir uma literatura de modelos de fronteira estocástica.

Este modelo reflete a teoria neoclássica da empresa. O modelo S considera todas as propriedades da função custo segundo a teoria neoclássica da empresa, designadamente as equações de participação dos fatores de produção que exprimem o lema de Shephard.

A estimação é feita através da estimação conjunta de um sistema de equações composto pela equação (41) e, para cada fator de produção m não fixo, pela equação (42), que exprime o lema de Shephard, e nos termos da condição (43).

$$\ln C_{jt} = \ln C(.) + e_{jt} \quad (41)$$

$$s_{mt} = \frac{\partial \ln C(.)}{\partial \ln w_{mt}} + \epsilon_{mt} \quad (42)$$

$$\sum_m s_{mt} = 1 \quad (43)$$

A equação (41) é igual à equação (37) mas, em vez de se ter a soma do termo da ineficiência com o termo dos choques aleatórios, tem-se apenas o erro composto. O modelo SUR olha para a soma do termo da ineficiência e do termo dos choques aleatórios como se de um só termo se tratasse, e assume que esse termo tem média igual a zero e variância igual a σ^2 .

Depois, s_m é a quota de custo do fator de produção m , i.e. o rácio dos custos com o fator de produção m sobre os custos totais, e ϵ representa os choques aleatórios.¹³ Os choques

modelos de efeitos aleatórios olham para os termos constantes, que são específicos às organizações, como sendo aleatoriamente distribuídos.

¹³ No Anexo A, mostra-se que uma forma de exprimir o lema de Shephard é dizer que a quota de custo de um fator de produção deve ser igual à derivada do logaritmo da função custo em ordem à derivada do logaritmo do preço desse fator de produção. Isto é precisamente o lado esquerdo e o primeiro termo do lado direito da equação (42). Além disso, é habitual chamar-se equações de participação dos fatores de produção às equações (42).

aleatórios das equações de participação dos fatores de produção têm média igual a zero e variância igual a σ_ϵ^2 .

Os erros compostos são contemporaneamente correlacionados, os choques aleatórios das equações de participação dos fatores de produção são correlacionados entre equações, e os erros compostos e os choques aleatórios das equações de participação dos fatores de produção também. As equações, que formam o sistema de equações, apenas estão ligadas pelos termos dos erros.¹⁴

Este modelo é estimado através do método dos mínimos quadrados generalizados.

4.1.3.2. Estimativas do erro composto e estimativas de ineficiência

Depois de calcular as estimativas dos coeficientes dos regressores do modelo SUR, e de ter as estimativas do erro composto, o modelo S calcula as estimativas da ineficiência.

A questão, que se coloca agora, é a de saber como, num contexto de dados longitudinais, o modelo S decompõe as estimativas do erro composto, em estimativas do termo de ineficiência, e em estimativas dos choques aleatórios.

Uma possibilidade poderia ser assumir que o termo de ineficiência segue uma determinada distribuição assimétrica e estritamente não negativa, e fazer as contas a partir daí. Um tal método de decomposição das estimativas do erro composto poria as estimativas do termo da ineficiência à mercê da distribuição que se escolhesse para o termo da ineficiência.

O modelo S decompõe as estimativas do erro composto seguindo uma metodologia inspirada na metodologia COLS. Explica-se seguidamente esta metodologia começando por rever a metodologia COLS.

A metodologia COLS resulta do pensamento de (Farrell 1957), que foi quem propôs primeiro que se medisse a ineficiência através das estimativas dos choques aleatórios, e da distância que vai dos dados observados até à função estimada.

¹⁴ SUR é o acrónimo de *Seemingly Unrelated Regressions*. Diz-se que se trata de um modelo de regressões aparentemente não relacionadas porque as regressões só se relacionam entre si pelos termos dos erros, e porque cada regressão é válida por si e pode ser estimada separadamente. Foi (Zellner 1962) quem propôs primeiro este modelo.

A ideia subjacente é que a diferença entre os custos observados e os custos estimados por um modelo bem formulado é o resultado de um comportamento ineficiente, e não de choques aleatórios, como até então a literatura considerava.

O raciocínio é depois o seguinte:

- Uma organização, que tem um resíduo igual a zero, é interpretada como sendo uma organização que tem um nível médio de eficiência;
- Uma organização, que tem um resíduo negativo, é interpretada como sendo uma organização que tem um nível de eficiência acima da média;
- Uma organização, que tem um resíduo positivo, é interpretada como sendo uma organização que tem um nível de eficiência abaixo da média.¹⁵

A organização mais eficiente da amostra é aquela que tem o menor resíduo negativo e, por hipótese, assume-se que está a operar sobre a sua função custo. Calcula-se a função custo da organização mais eficiente somando o menor resíduo negativo à constante da função custo estimada, e subtraindo esse valor aos resíduos, para que a ordenada na origem corrigida possa deslocar a função custo estimada para baixo, até ao ponto onde nenhum resíduo corrigido é negativo, e só o resíduo corrigido da organização mais eficiente é zero.

Os resíduos corrigidos são as estimativas dos termos de ineficiência, i.e. a estimativa do termo de ineficiência de uma organização é a diferença entre o resíduo da organização e o menor resíduo negativo da amostra.

Por sua vez, o ruído aleatório é igual para todas as organizações.

A metodologia COLS é utilizada no contexto de dados de corte transversal. Por esta razão, a equação e as variáveis que se verá de seguida não têm índice temporal.

Seja

- $\hat{\epsilon}_{i*} \equiv \min \hat{\epsilon}_j < 0$ o menor resíduo negativo, que, por hipótese, é da organização i .

Formalmente, podem sumariar-se as estimativas da metodologia COLS através das equações seguintes:

$$\ln C_j = (\ln \widehat{C}(\cdot) + \hat{\epsilon}_{i*}) + (\hat{\epsilon}_j - \hat{\epsilon}_{i*}) \quad (44)$$

¹⁵ Usa-se “estimativa do erro composto” e “resíduo” como sendo sinónimos.

$$\hat{u}_j = \hat{e}_j - \hat{e}_{i^*} \quad (45)$$

$$\hat{v}_j = \hat{e}_{i^*} \quad (46)$$

No contexto de dados longitudinais, não é possível aplicar diretamente a metodologia COLS porque cada organização tem T observações. Antes, é necessário definir o que se entende por “menor resíduo negativo” para se poder identificar a organização mais eficiente da amostra e calcular a função custo de cada organização.

No contexto de dados longitudinais, o modelo S atribui à menor média amostral negativa dos resíduos o papel que o menor resíduo negativo tem, no contexto da metodologia COLS e dos dados de corte transversal. O modelo calcula a estimativa de ineficiência de uma organização calculando a diferença entre a média amostral dos resíduos da organização e a menor média amostral negativa dos resíduos, e calcula as estimativas dos choques aleatórios resolvendo a expressão (38) em ordem a v .¹⁶

Sejam

- $\bar{e}_j = \frac{\sum_t \hat{e}_{jt}}{T}$ a média amostral dos resíduos da organização j , e
- $\bar{e}_{i^*} \equiv \min \bar{e}_j < 0$ a menor média negativa dos resíduos, que, por hipótese, é da organização i .

Formalmente, pode sintetizar-se o cálculo das estimativas do modelo S e o seu método de decomposição das estimativas do erro composto através das equações seguintes:

$$\ln C_{jt} = (\ln \widehat{C}(\cdot) + \bar{e}_{i^*}) + (\hat{e}_{jt} - \bar{e}_{i^*}) \quad (47)$$

$$\hat{u}_j = \bar{e}_j - \bar{e}_{i^*} \quad (48)$$

$$\hat{v}_{jt} = \hat{e}_{jt} - (\bar{e}_j - \bar{e}_{i^*}) \quad (49)$$

¹⁶ Em vez de, no contexto de dados longitudinais, termos atribuído à menor média amostral negativa dos resíduos o papel que o menor resíduo negativo tem, no contexto da metodologia COLS e dos dados de corte transversal, poderíamos ter atribuído o papel ao menor resíduo negativo, em valor absoluto. Dali, resultaria seguramente uma tecnologia mais exigente. Preferimos utilizar a menor média negativa dos resíduos porque contém mais informação sobre a organização mais eficiente uma vez que considera todo o período sob observação.

4.1.4. Modelo H

Os modelos F, E, e S assumem a hipótese que a variância dos custos é igual de um hospital para o outro.

No entanto, tal como (Greene 2012) refere, quando as organizações sob observação têm dimensões diferentes, é razoável admitir que a variação dos custos das organizações de maior dimensão possa ser maior. Depois, a variação dos custos pode ser muito diferente em organizações de dimensão semelhante. Por exemplo, pode pensar-se em situações em que a variância dos custos é uma função de variáveis como a diversificação do produto ou a despesa em investigação.

No caso dos hospitais da amostra, a variância dos custos pode de facto ser diferente em hospitais de dimensão semelhante porque o perfil dos doentes difere de uma região geográfica para outra, e porque uns hospitais oferecem mais formação do que outros.

O modelo H calcula as estimativas em duas fases sequenciais. Primeiro, calcula as estimativas dos coeficientes dos regressores de um modelo com heteroscedasticidade. Depois, calcula as estimativas do termo de ineficiência.

Na primeira fase, o modelo H estima a equação (41), i.e. olha para o erro composto como se de um só termo se tratasse, sem distinguir entre o termo da ineficiência e o termo dos choques aleatórios. Além disso, as estimativas dos coeficientes dos regressores e as estimativas do erro composto são calculadas assumindo a hipótese que o erro composto tem uma média igual a zero e uma variância igual a σ_j^2 . Assim, este modelo assume a hipótese que as variâncias são diferentes de um hospital para o outro, e constantes ao longo do período sob observação.

Na segunda fase, o modelo calcula as estimativas do termo da ineficiência socorrendo-se da mesma técnica de decomposição das estimativas do erro composto que se descreveu para o modelo S, e que consiste numa generalização da metodologia COLS.

O modelo H é estimado através do método dos mínimos quadrados generalizados.

4.2. Centros de saúde

4.2.1. Modelo F

No modelo F, os custos observados e a função custo relacionam-se nos termos da equação (35) e da condição (36).

Indexando as observações com o índice do centro de saúde $j = 1, 2, \dots, N$, pode escrever-se a forma logarítmica da equação (35) da seguinte maneira:

$$\ln C_j = \ln C(.) + u_j + v_j \quad (50)$$

O modelo F assume que u segue uma distribuição meia-normal de média zero e variância σ_u^2 , e que v segue uma distribuição normal, de média zero e de variância σ_v^2 .

Este modelo é estimado através do método da máxima verosimilhança. Nele, as estimativas dos coeficientes da função custo são calculadas em simultâneo com as estimativas dos termos de ineficiência e das estimativas dos choques aleatórios.

4.2.2. Modelo S

O modelo S calcula primeiro as estimativas dos coeficientes dos regressores do modelo SUR, e calcula, numa segunda fase, as estimativas do termo de ineficiência.

Na primeira fase, a estimação do modelo SUR é feita através da estimação conjunta de um sistema de equações formado pela equação (51) e pelas equações de participação dos fatores de produção (52), e nos termos da condição (53).

$$\ln C_j = \ln C(.) + e_j \quad (51)$$

$$s_m = \frac{\partial \ln C(.)}{\partial \ln w_m} + \epsilon_m \quad (52)$$

$$\sum_m s_m = 1 \quad (53)$$

A única diferença entre a equação (51) e a equação (50) é que, na equação (51), está o termo do erro composto e , na equação (50), está, em vez disso, a soma do termo da ineficiência e do termo dos choques aleatórios. Isto é assim porque o modelo S calcula as estimativas dos

coeficientes dos regressores olhando para a soma do termo da ineficiência e do termo dos choques aleatórios como se de um só termo se tratasse. Além disso, o modelo S assume que o erro composto tem média zero e variância a σ^2 .

Depois, os choques aleatórios ϵ das equações de participação dos fatores de produção têm média zero e variância σ_ϵ^2 . Os erros compostos são contemporaneamente correlacionados, os choques aleatórios das equações de participação dos fatores de produção são correlacionados entre equações, e os erros compostos e os choques aleatórios das equações de participação dos fatores de produção também. Este modelo é estimado através do método dos mínimos quadrados generalizados.

Na segunda fase, o modelo S calcula as estimativas do termo da ineficiência e as estimativas dos choques aleatórios decompondo as estimativas do erro composto aplicando a metodologia COLS, que descrevemos atrás e que as equações (44), (45) e (46) sintetizam.

4.2.3. Modelo H

O modelo H é um modelo de fronteira estocástica que assume a eventualidade de a existência de heteroscedasticidade entre os centros de saúde. Este modelo assume que, caso os centros de saúde tenham de facto variâncias dos custos diferentes, a heteroscedasticidade é causada pelo lado do termo da ineficiência.

O modelo H é estimado através do método da máxima verosimilhança. Este modelo calcula as estimativas dos coeficientes dos regressores da equação (50) ao mesmo tempo que calcula as estimativas dos coeficientes dos regressores da equação (54), que faz depender a variância do termo da ineficiência de um conjunto de fatores ambientais exógenos.

$$\ln \sigma_{uj}^2 = \ln \sigma_u^2 + f(.) \quad (54)$$

$f(.)$ é uma função linear do conjunto de fatores ambientais exógenos. É habitual chamar-se a esta maneira de parametrizar a variância da ineficiência, “heteroscedasticidade multiplicativa” (Harvey 1976).

À semelhança de (Battese & Coelli 1995), este modelo assume que os fatores ambientais exógenos afetam as variações da ineficiência mas não afetam a forma da tecnologia de produção. Em alternativa, poderíamos ter feito como (Good et al. 1993) e introduzido os fatores ambientais exógenos diretamente na função tecnológica assumindo que os fatores ambientais exógenos afetam a forma da função produção. Não o fizemos porque pensamos que é razoável assumir que a tecnologia de produção dos centros de saúde é igual em todo o

território continental português, i.e. à partida, não antevemos que os fatores ambientais exógenos possam influenciar a forma da função produção dos centros de saúde do continente português.

5. Tecnologia

Um dos principais problemas que a literatura sobre a medição da eficiência das unidades de saúde enfrenta é “a escolha e a definição dos recursos e dos produtos” (Puig-Junoy 2000). De acordo com (Cordero-Ferrera et al. 2011), “a literatura continua a explorar especificações alternativas para os modelos que podem representar o processo produtivo” nas unidades de saúde.

Neste trabalho, considera-se que a função custo decorre da teoria neoclássica da empresa e que não se trata de uma função custo comportamental. Escolheu-se alicerçar a função custo sobre a teoria neoclássica da empresa porque a teoria microeconómica oferece uma solidez que outras abordagens não oferecem necessariamente.

5.1. Especificação da função custo

Neste trabalho, assume-se que existem apenas três fatores de produção e que estes fatores de produção são suficientes para traduzir o conjunto de recursos que as unidades de saúde utilizam diariamente na sua atividade.

Os três fatores de produção são os seguintes:

- trabalho;
- capital; e
- um fator agregado que sintetiza todos os outros fatores de produção.

Assume-se também que cada unidade de saúde tem o objetivo de produzir um determinado vetor de produção minimizando os custos, e que as unidades de saúde se encontram numa situação de curto prazo em que o fator capital está fixo.

A função custo de cada unidade de saúde resulta do problema de minimização dos custos de cada unidade de saúde. Pode escrever-se o problema de minimização dos custos de cada unidade de saúde da seguinte maneira:

$$\begin{aligned} & \min_{l,g} w_l l + w_k \bar{k} + w_g g \\ & \text{sujeito a } f(l, \bar{k}, g) \geq \bar{q} \\ & l \geq 0 \text{ e } g \geq 0 \end{aligned} \tag{55}$$

l , k e g são os fatores de produção trabalho, capital e o fator agregado. \bar{k} indica que o fator capital está fixo. w é o vetor dos preços dos fatores de produção e q é o vetor de produção. $f(l, \bar{k}, g)$ é a função produção.

Podem depois escrever-se a função custo de curto prazo $C(w, \bar{k}, q)$ e a função custo variável $CV(w, \bar{k}, q)$ da seguinte maneira:

$$C(w, \bar{k}, q) \equiv w_l l(w, \bar{k}, q) + w_k \bar{k} + w_g g(w, \bar{k}, q) \quad (56)$$

$$CV(w, \bar{k}, q) \equiv C(w, \bar{k}, q) - w_k \bar{k} = w_l l(w, \bar{k}, q) + w_g g(w, \bar{k}, q) \quad (57)$$

$l(w, \bar{k}, q)$ e $g(w, \bar{k}, q)$ são as funções procura condicionais dos fatores de produção, e são a solução do problema (55).

Finalmente, assume-se que a função produção adota uma das seguintes formas:

- Cobb-Douglas;
- Translog.

5.2. Cobb-Douglas

Assume-se que quando a função produção tem a forma de uma função Cobb-Douglas, pode escrever-se a função produção da seguinte maneira:

$$f(l, \bar{k}, g) = A l^a \bar{k}^b g^c \quad (58)$$

A é um parâmetro de produtividade. Quanto maior for A , maior é a quantidade produzida, para um determinado vetor de fatores de produção. a , b e c são coeficientes.

Pode escrever-se a função custo de curto prazo que resulta do problema de minimização de custos (55) e da função produção Cobb-Douglas (58) da seguinte maneira:

$$C(w, \bar{k}, q) = \exp(\alpha_0) q^\alpha w_l^\beta w_g^{1-\beta} \bar{k}^\theta + w_k \bar{k} \quad (59)$$

Assume-se que existem os dois produtos q_1 e q_2 , que existe substituíbilidade na produção, e que os dois produtos contribuem para a produção total da seguinte maneira:

$$q^\alpha = q_1^{\alpha_1} q_2^{\alpha_2} \quad (60)$$

Podem finalmente escrever-se as expressões finais da função custo de curto prazo $C(w, \bar{k}, q)$ e da função custo variável $CV(w, \bar{k}, q)$ de cada unidade de saúde da seguinte maneira:

$$C(w, \bar{k}, q) = \exp(\alpha_0) q_1^{\alpha_1} q_2^{\alpha_2} w_l^\beta w_g^{1-\beta} \bar{k}^\theta + w_k \bar{k} \quad (61)$$

$$CV(w, \bar{k}, q) \equiv C(w, \bar{k}, q) - w_k \bar{k} = \exp(\alpha_0) q_1^{\alpha_1} q_2^{\alpha_2} w_l^\beta w_g^{1-\beta} \bar{k}^\theta \quad (62)$$

Quando, neste trabalho, se assume que a tecnologia das unidades de saúde é do tipo Cobb-Douglas, assume-se que se pode escrever a função custo variável $CV(w, \bar{k}, q)$ nos termos da expressão (62). É esta a expressão que é introduzida nos modelos econométricos descritos no capítulo anterior para efeitos de estimação dos parâmetros.

5.3. Translog

Podem agrupar-se as formas funcionais que estimam funções custo em duas categorias. Por um lado, existem as formas funcionais paramétricas simples, entre as quais se encontram as formas Cobb-Douglas, Leontief ou CES. Por outro lado, existem as formas funcionais flexíveis, entre as quais se encontram as formas translog, Leontief generalizada ou McFadden generalizada.¹⁷

A decisão de também usar a forma funcional translog prende-se com o seguinte.

Primeiro, a forma funcional translog é de longe a forma funcional mais usada na literatura para estimar funções custo.

Segundo, esta forma funcional faz bem o paralelo para a teoria económica e não requer restrições muito complicadas para satisfazer as propriedades das funções custo.

Terceiro, a forma funcional translog é mais flexível do que a forma funcional Cobb-Douglas porque enquanto a elasticidade de escala da forma funcional Cobb-Douglas é constante, a elasticidade de escala da forma funcional translog varia com a produção. Ter a elasticidade de escala constante pode constituir uma limitação no contexto da produção das unidades de saúde porque a elasticidade constante indica que as unidades produtivas mais pequenas beneficiam mais do mesmo aumento da produção do que as unidades produtivas maiores.

Considere-se a forma logarítmica da função custo variável escrita da seguinte maneira:

¹⁷ (Griffin et al. 1987) apresenta um rol abrangente de formas funcionais.

$$\begin{aligned}
 \ln CV(w, \bar{k}, q) \equiv & \alpha_0 + \alpha_1 \ln q_1 + \alpha_2 \ln q_2 + \beta_1 \ln w_l + \beta_2 \ln w_g + \theta \ln \bar{k} \\
 & + \frac{1}{2} [\alpha_{11} \ln q_1 \ln q_1 + (\alpha_{12} + \alpha_{21}) \ln q_1 \ln q_2 + \alpha_{22} \ln q_2 \ln q_2] \\
 & + \frac{1}{2} [\beta_{11} \ln w_l \ln w_l + (\beta_{12} + \beta_{21}) \ln w_l \ln w_g + \beta_{22} \ln w_g \ln w_g] \\
 & + \frac{1}{2} \theta_{11} \ln \bar{k} \ln \bar{k} + \varphi_{11} \ln q_1 \ln w_l \\
 & + \varphi_{12} \ln q_1 \ln w_g + \varphi_{21} \ln q_2 \ln w_l + \varphi_{22} \ln q_2 \ln w_g + \eta_{11} \ln q_1 \ln \bar{k} \\
 & + \eta_{21} \ln q_2 \ln \bar{k} + \delta_{11} \ln w_l \ln \bar{k} + \delta_{21} \ln w_g \ln \bar{k}
 \end{aligned} \tag{63}$$

Como anteriormente, q_1 e q_2 são os dois outputs, l e g são os dois fatores de produção que não estão fixos, e k é o fator de produção que está fixo.

O teorema de Young estabelece o seguinte:

Seja $f: \mathbb{R}^n \rightarrow \mathbb{R}$ uma função duas vezes continuamente diferenciável no seu domínio de definição, $X \subset \mathbb{R}$. Então, no interior do seu domínio, a matriz $n \times n$ das derivadas parciais de segunda ordem é simétrica,

$$\frac{\partial^2 f}{\partial x_i \partial x_j} = \frac{\partial^2 f}{\partial x_j \partial x_i}, \forall i, j = 1, \dots, n \tag{64}$$

Pelo teorema de Young, tem-se necessariamente $\alpha_{12} = \alpha_{21}$ e $\beta_{12} = \beta_{21}$ na expressão (63). A estas igualdades chama-se frequentemente “condições de simetria”.

O teorema de Young é útil porque ele permite estimar os coeficientes α_{12} , α_{21} , β_{12} e β_{21} na expressão (63). Na prática, não existe outra possibilidade que não seja a de se estimarem as somas dos coeficientes $\alpha_{12} + \alpha_{21}$ e $\beta_{12} + \beta_{21}$. Sem o teorema de Young, não seria possível saber exatamente quais são os valores das estimativas dos coeficientes α_{12} , α_{21} , β_{12} e β_{21} . É o teorema de Young que estabelece que cada coeficiente é igual a metade da soma dos coeficientes.

Com $\alpha_{12} = \alpha_{21}$ e $\beta_{12} = \beta_{21}$, pode reescrever-se a forma logarítmica da função custo variável (63) da seguinte maneira:

$$\begin{aligned}
 \ln CV(w, \bar{k}, q) \equiv & \alpha_0 + \alpha_1 \ln q_1 + \alpha_2 \ln q_2 + \beta_1 \ln w_l + \beta_2 \ln w_g + \theta \ln \bar{k} \\
 & + \alpha_{11} \frac{1}{2} \ln q_1 \ln q_1 + \alpha_{12} \ln q_1 \ln q_2 + \alpha_{22} \frac{1}{2} \ln q_2 \ln q_2 \\
 & + \beta_{11} \frac{1}{2} \ln w_l \ln w_l + \beta_{12} \ln w_l \ln w_g + \beta_{22} \frac{1}{2} \ln w_g \ln w_g \\
 & + \theta_{11} \frac{1}{2} \ln \bar{k} \ln \bar{k} + \varphi_{11} \ln q_1 \ln w_l \\
 & + \varphi_{12} \ln q_1 \ln w_g + \varphi_{21} \ln q_2 \ln w_l + \varphi_{22} \ln q_2 \ln w_g + \eta_{11} \ln q_1 \ln \bar{k} \\
 & + \eta_{21} \ln q_2 \ln \bar{k} + \delta_{11} \ln w_l \ln \bar{k} + \delta_{21} \ln w_g \ln \bar{k}
 \end{aligned} \tag{65}$$

Com $N = 2$ produtos e $M = 2$ fatores de produção que não estão fixos, as condições (66)-(69) seguintes são as condições que garantem que a função matemática (65) é homogênea linear nos preços dos fatores.

$$\sum_{m=1}^{M=2} \beta_m = 1 \tag{66}$$

$$\sum_{m=1}^{M=2} \beta_{im} = 0, \quad i = 1, \dots, M = 2 \tag{67}$$

$$\sum_{m=1}^{M=2} \varphi_{nm} = 0, \quad n = 1, \dots, N = 2 \tag{68}$$

$$\sum_{m=1}^{M=2} \delta_{m1} = 0 \tag{69}$$

A maneira mais imediata de garantir que a forma logarítmica da função custo variável com que se trabalha é homogênea linear nos preços dos fatores é passar a considerar a forma logarítmica da função custo variável que resulta de pegar na expressão (65) e dividir tudo o que corresponde a dinheiro pelo preço de um fator de produção que não está fixo.

Pegamos portanto na expressão (65) e dividimos o que traduz dinheiro pelo preço do fator de produção g . Substituímos depois β_1 por β e chegamos à expressão da forma logarítmica da função custo variável com a qual passamos a trabalhar. Recorde-se que $\ln 1 = 0$.

Considere-se então a forma logarítmica da função custo variável com a qual passamos a trabalhar:

$$\begin{aligned}
 \ln\left(\frac{CV(w, \bar{k}, q)}{w_g}\right) &\equiv \alpha_0 + \alpha_1 \ln q_1 + \alpha_2 \ln q_2 + \beta \ln \frac{w_l}{w_g} + \theta \ln \bar{k} + \frac{1}{2} \alpha_{11} (\ln q_1)^2 \\
 &+ \alpha_{12} \ln q_1 \ln q_2 + \frac{1}{2} \alpha_{22} (\ln q_2)^2 + \frac{1}{2} \beta_{11} \left(\ln \frac{w_l}{w_g}\right)^2 + \frac{1}{2} \theta_{11} (\ln \bar{k})^2 \\
 &+ \varphi_{11} \ln q_1 \ln \frac{w_l}{w_g} + \varphi_{21} \ln q_2 \ln \frac{w_l}{w_g} + \delta_{11} \ln \frac{w_l}{w_g} \ln \bar{k} + \eta_{11} \ln q_1 \ln \bar{k} \\
 &+ \eta_{21} \ln q_2 \ln \bar{k}
 \end{aligned} \tag{70}$$

A equação (71) é a equação do modelo de fronteira estocástica e é simultaneamente a equação do modelo de efeitos aleatórios.

$$\begin{aligned}
 \ln \frac{cv}{w_g} &= \alpha_0 + \alpha_1 \ln q_1 + \alpha_2 \ln q_2 + \beta \ln \frac{w_l}{w_g} + \theta \ln \bar{k} + \frac{1}{2} \alpha_{11} (\ln q_1)^2 + \alpha_{12} \ln q_1 \ln q_2 \\
 &+ \frac{1}{2} \alpha_{22} (\ln q_2)^2 + \frac{1}{2} \beta_{11} \left(\ln \frac{w_l}{w_g}\right)^2 + \frac{1}{2} \theta_{11} (\ln \bar{k})^2 + \varphi_{11} \ln q_1 \ln \frac{w_l}{w_g} \\
 &+ \varphi_{21} \ln q_2 \ln \frac{w_l}{w_g} + \delta_{11} \ln \frac{w_l}{w_g} \ln \bar{k} + \eta_{11} \ln q_1 \ln \bar{k} + \eta_{21} \ln q_2 \ln \bar{k} + v \\
 &+ u
 \end{aligned} \tag{71}$$

Substituindo $v + u$ por e , obtemos a equação (72), que é a equação do modelo com heteroscedasticidade e é uma equação do sistema de equações do modelo SUR.

$$\begin{aligned}
 \ln \frac{cv}{w_g} &= \alpha_0 + \alpha_1 \ln q_1 + \alpha_2 \ln q_2 + \beta \ln \frac{w_l}{w_g} + \theta \ln \bar{k} + \frac{1}{2} \alpha_{11} (\ln q_1)^2 + \alpha_{12} \ln q_1 \ln q_2 \\
 &+ \frac{1}{2} \alpha_{22} (\ln q_2)^2 + \frac{1}{2} \beta_{11} \left(\ln \frac{w_l}{w_g}\right)^2 + \frac{1}{2} \theta_{11} (\ln \bar{k})^2 + \varphi_{11} \ln q_1 \ln \frac{w_l}{w_g} \\
 &+ \varphi_{21} \ln q_2 \ln \frac{w_l}{w_g} + \delta_{11} \ln \frac{w_l}{w_g} \ln \bar{k} + \eta_{11} \ln q_1 \ln \bar{k} + \eta_{21} \ln q_2 \ln \bar{k} + e
 \end{aligned} \tag{72}$$

O sistema de equações do modelo SUR é constituído pela equação (72) e pela equação (73) seguinte:

$$s_l = \frac{\partial \ln \frac{CV(w, \bar{k}, q)}{w_g}}{\partial \ln \frac{w_l}{w_g}} = \beta + \beta_{11} \ln \frac{w_l}{w_g} + \varphi_{11} \ln q_1 + \varphi_{21} \ln q_2 + \delta_{11} \ln \bar{k} + \epsilon_l \tag{73}$$

6. Hospitais

6.1. Dados

6.1.1. Amostra

Usámos dados longitudinais de 63 hospitais públicos portugueses, referentes ao período 2002-2006.

Os dados dos hospitais foram recolhidos nos relatórios e contas anuais dos hospitais, tornados públicos, pelos próprios hospitais, nas suas respetivas páginas on-line, ou pela Administração Central do Sistema de Saúde, também na sua página on-line. O índice harmonizado de preços no consumidor foi recolhido junto do Banco de Portugal.

A amostra possui apenas hospitais similares. Todos os hospitais da amostra são de finalidade geral, pelo que intuitivamente partilham a mesma tecnologia. A amostra não possui hospitais especializados, como são as maternidades e os hospitais pediátricos, ortopédicos, oncológicos e psiquiátricos.

Seguiu-se o procedimento usado noutros estudos (Farsi & Filippini 2008; García Prieto 2003), e também não se introduziram na amostra os hospitais de pequena dimensão e os hospitais de grande dimensão. Os hospitais de pequena dimensão não estão tão bem equipados quanto os hospitais de grande dimensão. Os hospitais de grande dimensão possuem uma tecnologia mais avançada e que é, por isso, mais custosa.

Retiraram-se da amostra original os hospitais de pequena dimensão e os hospitais de grande dimensão devido às diferenças que podem ter entre si “quanto à tipologia dos casos atendidos e ao nível do equipamento técnico” (García Prieto 2003). Se estes hospitais não tivessem sido retirados da amostra original, as diferenças existentes na tipologia dos casos atendidos e no nível do equipamento técnico “poderiam interferir na estimação da ineficiência um vez que que um maior emprego de recursos poderia ser interpretado como ineficiência quando, na realidade, poderia responder simplesmente a uma atividade mais intensiva dos casos muito complexos” (García Prieto 2003).

Seguiu-se este procedimento e, como se verificará mais adiante, também se controlou para a complexidade dos casos tratados através da utilização do índice de *case-mix*.

Este procedimento é em tudo análogo aos procedimentos seguidos por (Farsi & Filippini 2008) ou (García Prieto 2003). (Farsi & Filippini 2008) não consideraram na amostra os hospitais de pequena dimensão e (García Prieto 2003) não considerou na amostra os hospitais de pequena dimensão e os hospitais de grande dimensão. Estes dois estudos também controlaram para a complexidade das hospitalizações. Fizeram-no através do uso de medidas que retrataram as intensidades de custo dos casos tratados.

Concretamente, retiraram-se da amostra original os hospitais com menos de 51 camas e com mais de 650 camas. Isto correspondeu a retirar os hospitais com camas abaixo do percentil 10 e acima do percentil 90. As estimações de dentro da amostra foram realizadas com 84.3% da amostra original dos hospitais de finalidade geral.

A Figura 6 mostra como, entre 2002 e 2006, se distribuíram os hospitais em função do número médio de camas, e comprova que a grande massa dos hospitais possui entre 51 e 650 camas. As estimações de fora da amostra foram realizadas usando os dados que excluímos da amostra original.

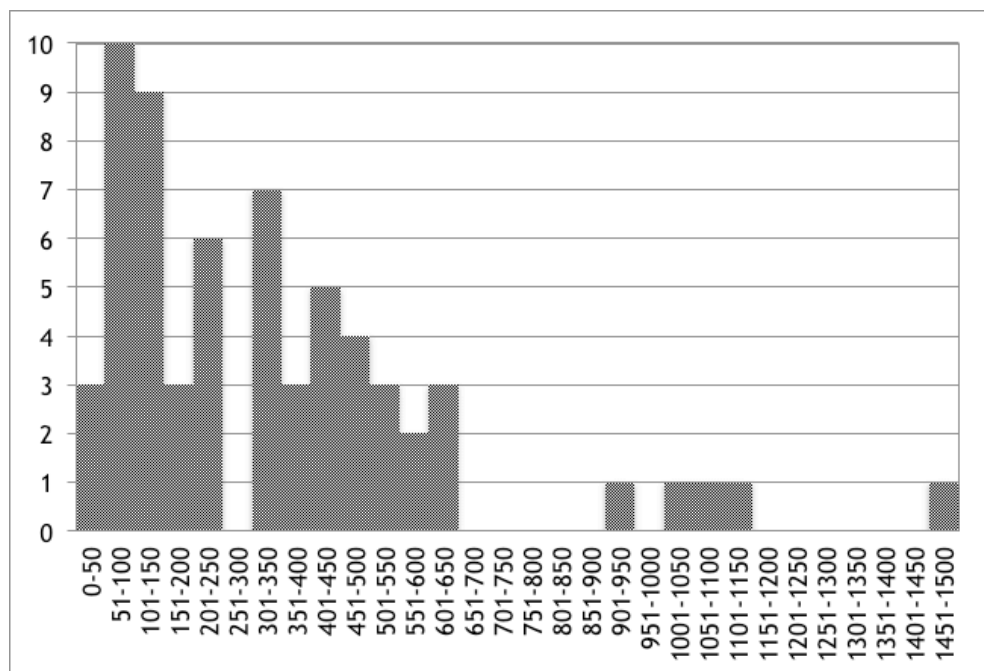


Figura 6: Histograma dos hospitais públicos portugueses de finalidade geral por número médio de camas, 2002-2006

Durante o período sob observação, alguns hospitais foram integrados em estruturas de gestão mais alargadas, e aconteceu também ocasionalmente que depois de uma fusão, os hospitais voltassem novamente a ser integrados em organizações de dimensão ainda maior. Neste trabalho, avaliamos os hospitais tal como eles eram no dia 31 de dezembro de 2006. Isto quer dizer que os dados individuais dos hospitais, que até 31 de dezembro de 2006, viriam a fundir-

se numa só organização, foram agregados como se, antes da fusão, já de uma só organização se tratasse. Fizemos a agregação dos dados somando os dados individuais.

É de referir também que os modelos foram estimados ignorando as observações para as quais faltam dados. Esta prática, bem conhecida, de só usar os casos completos, é estatisticamente satisfatória porque assumimos que a falta dos dados é totalmente aleatória.

A Tabela 2 descreve as variáveis que usámos. A Tabela 3 mostra as estatísticas descritivas das variáveis dos hospitais da amostra. A Tabela 4 e a Tabela 5 mostram as estatísticas descritivas das variáveis dos hospitais que foram excluídos da amostra.

Tabela 2: Hospitais - Definição das variáveis

Tipo de variável	Nome da variável	Descrição
Variável dependente	CV	Custo variável total (em Euros)
Variáveis de output	q_1	Produto do número de doentes saídos (em unidades) pelo índice de case-mix de internamento
	q_2	Número de consultas externas (em unidades)
Preços dos fatores	w_l	Rácio da despesa anual com pessoal sobre o número de trabalhadores do hospital empregados em 31 de dezembro (em Euros)
	w_g	Segue o índice harmonizado de preços no consumidor com base de 2002
Fator fixo	\bar{k}	Número de camas disponíveis em 31 de dezembro

Tabela 3: Hospitais - Estatísticas descritivas das variáveis dos hospitais da amostra

Variáveis	N.º de obs.	Média	DP	Min	Max
CV	255	43,454,230	36,961,590	3,743,671	247,000,000
q_1	256	11,277.61	8,311.36	6.42	40,545.45
q_2	256	92,012.32	70,423.08	5,259	367,862
w_l	200	24,854.76	3,083.30	1,962.98	31,596.95
w_g	258	1.06	0.04	1.00	1.11
\bar{k}	258	284	175.49	51	631

Tabela 4: Hospitais - Estatísticas descritivas das variáveis dos hospitais de fora da amostra, $\bar{k} < 51$

Variáveis	N.º de obs.	Média	DP	Min	Max
CV	21	5,508,281	929,693	4,173,208	7,600,678
q_1	21	1,405.85	462.87	423.36	1,993.74
q_2	21	11,637.33	2,541.564	7,170	16,361
w_l	14	18,779.77	2,561.05	13,707.72	22,270.49
w_g	21	1.06	0.04	1.00	1.11
\bar{k}	21	41.81	9.84	10	50

Tabela 5: Hospitais - Estatísticas descritivas das variáveis dos hospitais de fora da amostra, $\bar{k} > 650$

Variáveis	N.º de obs.	Média	DP	Min	Max
CV	34	183,705,882	80,353,589	23,700,000	271,000,000
q_1	34	44,376.08	18,522.29	14,094.36	70,597.48
q_2	35	311,424.2 0	142,596.60	67,565	520,029
w_l	27	27,106.30	4,230.62	22,746.96	46,536.94
w_g	35	1.06	0.04	1.00	1.11
\bar{k}	27	1,086.89	226.93	661	1,497

6.1.2. Variáveis

Explicamos agora em detalhe quais são as variáveis utilizadas.

CV denomina o custo variável observado, e é igual à diferença entre o custo total observado e as amortizações. Retirámos as despesas de capital ao custo total observado porque os bens de capital são financiados independentemente do orçamento corrente (Lima & Whynes 2003). Ao longo deste trabalho, assumimos que as amortizações são iguais a $w_k \bar{k}$.

Temos dois outputs. q_1 é igual ao produto do número de doentes saídos pelo índice de *case-mix* de internamento do hospital, e procura traduzir os episódios de internamento. q_2 é igual ao número total de consultas externas, e procura traduzir a atividade de ambulatório.

O índice de *case-mix* é um coeficiente de ponderação que identifica a complexidade, e portanto a intensidade de custo de cada episódio. Por definição, o índice de *case-mix* nacional é igual a 1. Quanto maior for o índice de *case-mix* do hospital, mais complexas e custosas terão sido as patologias que o hospital tratou.

É muito comum a literatura usar o número de hospitalizações ponderado pelo índice de *case-mix* para exprimir os episódios de internamento (Widmer 2015; Farsi & Filippini 2008; Street 2003; Rosko 2001; Linna 1998), e também é muito comum a literatura usar o número total de consultas para exprimir a atividade de ambulatório (Hadji et al. 2014; Mutter et al. 2008; Linna 1998).

Dito isto, existem muitas formas alternativas de traduzir a atividade hospitalar. Por exemplo, uns estudos consideram o número de cirurgias em internamento ou de ambulatório (Carey et al. 2008; Hajjaliazali et al. 2007; Grosskopf et al. 2001a; Grosskopf et al. 2001b).

(Hadji et al. 2014) avaliaram a qualidade do desenho dos estudos, publicados entre janeiro de 1990 e dezembro de 2013, que analisaram as relações entre os recursos dos hospitais e os resultados financeiros e assistenciais que os hospitais obtiveram. Estudaram 38 artigos. Estes

artigos usaram sobretudo a análise envolvente de dados e os modelos de fronteira estocástica como métodos de análise.

(Hadji et al. 2014) relatam que, entre os artigos analisados, as variáveis mais utilizadas para exprimir a atividade de internamento foram as seguintes: número de hospitalizações, número de doentes admitidos, número de doentes saídos e número de dias de internamento. Estas variáveis integraram geralmente os modelos individualmente, ponderadas por uma medida de intensidade de custo para retratar a complexidade dos casos tratados, ou em conjunto umas com as outras.

Segundo (Varabyova & Schreyogg 2013), na literatura argumenta-se geralmente que o número de doentes saídos traduz melhor a atividade de internamento do que o número de dias de internamento. Isto será assim porque “dias de internamento desnecessários, na margem, para um episódio hospitalar, podem indicar erradamente eficiência elevada”. (Mutter et al. 2008) referem que o número de dias de internamento pode ser a variável adequada para exprimir a atividade das unidades de cuidados de longo prazo mas que pode não ser a mais indicada para exprimir a atividade das unidades de cuidados agudos porque ela pode refletir procedimentos ineficientes de gestão dos doentes.

Além disso, quando se trata de hospitais são universitários, também é comum acrescentarem-se variáveis como as seguintes: número de médicos que se encontram no internato, número de estudantes de medicina, número de estudantes de enfermagem, e número de publicações científicas.

Neste trabalho, os hospitais universitários não foram considerados na amostra.

(Hadji et al. 2014) relatam também que, entre os artigos analisados, as variáveis mais usadas para exprimir a atividade de ambulatório foram as seguintes: número de consultas externas e número de episódios de urgência. Estas variáveis integraram os modelos individualmente ou em conjunto uma com a outra.

A literatura parece usar sobretudo o número de consultas externas para exprimir a atividade de ambulatório. A maioria dos artigos analisados por (Hadji et al. 2014) não usou o número de episódios de urgência. Segundo (Hadji et al. 2014), 8 artigos usaram o número de episódios de urgência como variável individual independente e 9 artigos usaram uma variável agregada que considerou em conjunto o número de consultas externas e o número de episódios de urgência.

Neste trabalho, resolveu-se não considerar os episódios de urgência para exprimir a atividade hospitalar porque quis-se acompanhar o que é mais frequente fazer-se na literatura. Segundo

(Hadji et al. 2014), o número de hospitalizações e o número de consultas externas constituem “os dois indicadores de atividade mais frequentemente usados”.

Esta circunstância de que uma parte significativa da literatura não considera os episódios de urgência para exprimir uma parte da atividade hospitalar permite inferir que provavelmente, em geral, a atividade dos episódios de urgência propriamente dita não é estatisticamente significativa para explicar os custos dos hospitais.

Nos hospitais públicos portugueses, isto pode de facto ser assim. Repare-se que, em Portugal, um episódio de urgência pode transformar-se numa das 3 situações seguintes:

- 1) O episódio de urgência pode transformar-se num internamento hospitalar quando o estado de saúde do doente é suficientemente grave;
- 2) O episódio de urgência pode transformar-se em consultas externas quando o estado de saúde do doente justifica um acompanhamento médico posterior mas não é grave o suficiente para justificar um internamento;
- 3) O episódio de urgência pode transformar-se num regresso a casa por parte do doente quando o estado de saúde do doente é bom e não justifica nem um acompanhamento médico posterior em ambulatório, nem um internamento.

Se isto for assim, os episódios de urgência que se transformaram na situação 1) e na situação 2) vêm refletidos no número de doentes saídos e no número total de consultas externas. Apenas os episódios de urgência que se transformaram na situação 3) não vêm refletidos nas variáveis que escolhemos para traduzir a atividade hospitalar.

No entanto, a julgar pela circunstância de uma parte significativa da literatura não considerar os episódios de urgência para exprimir uma parte da atividade hospitalar, pode acontecer de facto que os episódios de urgência não sejam estatisticamente significativos para explicar os custos dos hospitais.

No caso dos hospitais públicos português, confirmámos isto mesmo. Introduzimos os episódios de urgência nos modelos para exprimir a atividade hospitalar da situação 3) e os episódios de urgência revelaram não serem estatisticamente significativos para explicar os custos dos hospitais públicos portugueses da amostra.

w_l denomina o preço do fator trabalho, e corresponde ao rácio da despesa anual com pessoal, dividida pelo número de trabalhadores do hospital no dia 31 de dezembro de cada ano. Por sua vez, w_g designa o preço de um fator de produção agregado, que sintetiza todos os fatores de produção, que foram usados na produção, e que não são trabalho ou capital. w_g segue o

índice harmonizado de preços no consumidor (IHPC) com base de 2002, dividido por 100. Assim, no ano de 2002, w_g é igual a 1.

Em alternativa, poder-se-ia ter usado o deflator do PIB português.

O IHPC mede a evolução dos preços de um cabaz de bens e serviços, que são considerados representativos da estrutura de despesa das famílias, e que é igual em todos os países da zona Euro. Este é o indicador que o Banco Central Europeu (BCE) usa para medir a evolução dos preços na zona Euro. O objetivo estatutário do BCE de manter a taxa de inflação anual da zona Euro próxima dos 2% é medido em termos de IHPC. O IHPC também é usado para avaliar se um país está apto para aderir à zona Euro ou não.

O deflator do PIB português mede a evolução do preço médio de todos os bens e serviços finais produzidos dentro do território português. O deflator do PIB tem a particularidade de o preço de cada bem e serviço ser implicitamente ponderado pelo seu peso no ano vigente, em termos de quantidades transacionadas.

O IHPC e o deflator do PIB português não representam necessariamente a evolução dos preços de todos os outros fatores de produção que entram no processo produtivo dos hospitais, e que não são trabalho ou capital. Escolheu-se o IHPC unicamente porque se trata do indicador que revela a taxa de inflação oficial de Portugal junto das instituições europeias supranacionais.

\bar{k} representa o número de camas disponíveis do hospital no dia 31 de dezembro de cada ano.

(Hadji et al. 2014) revelam que 87% dos artigos analisados (33/38) usaram o número total de camas como indicador do stock de capital. O número total de camas é “o principal indicador da capacidade hospitalar porque é facilmente conhecido através dos sistemas de informação dos hospitais” (Hadji et al. 2014).

O número de camas disponíveis pode também constituir uma boa aproximação para exprimir todos os fatores de produção fixos que os gestores do hospital não podem controlar (Fortuna 2009; Jacobs et al. 2006; P. Scuffham et al. 1996; Vita 1990).

6.2. Resultados

6.2.1. Estimativas de eficiência e comparação dos métodos

6.2.1.1. Cobb-Douglas

A Tabela 6 e a Tabela 7 apresentam os resultados da estimação quando a tecnologia é Cobb-Douglas. Observamos que todos os coeficientes são estatisticamente significativos ao nível de 1%, e que têm os sinais esperados.

Tabela 6: Hospitais - Resultados da estimação, F, E, Cobb-Douglas

P	Variáveis	F		E	
		Coeficientes	EP	Coeficientes	EP
α_0	Constante	4.2335***	0.5509	4.1323***	0.4600
α_1	$\ln q_1$	0.1435***	0.0544	0.1513***	0.0517
α_2	$\ln q_2$	0.5259***	0.0499	0.5350***	0.0482
β	$\ln \omega$	0.3416***	0.0385	0.3445***	0.0382
θ	$\ln \bar{k}$	0.3683***	0.0614	0.3530***	0.0575
	μ	0.4120***	0.1059	0.4034	
	σ_v^2	0.0066	0.0008		
	σ_u^2	0.0361	0.0105	0.1744	
	σ_e^2	0.0428	0.0104	0.0736	
Log-likelihood, R^2		136.0370		0.9517	
N.º de grupos		55		55	
N.º de observações		198		198	

Tabela 7: Hospitais - Resultados da estimação, S, H, Cobb-Douglas

P	Variáveis	S		H	
		Coeficientes	EP	Coeficientes	EP
α_0	Constante	2.2131***	0.2777	5.1276***	0.3753
α_1	$\ln q_1$	0.2322***	0.0727	0.2636***	0.0353
α_2	$\ln q_2$	0.3201***	0.0533	0.3719***	0.0250
β	$\ln \omega$	0.5975***	0.0147	0.2547***	0.0383
θ	$\ln \bar{k}$	0.5432***	0.0672	0.4856***	0.0420
	μ	0.3815		0.3730	
Log-likelihood, R^2		0.9510		114.0065	
N.º de grupos		55		55	
N.º de observações		198		198	

A Tabela 8 mostra as estatísticas descritivas das estimativas de eficiência dos hospitais da amostra. As estimativas de eficiência dizem-nos qual é a fração dos custos observados que as organizações teriam se passassem a produzir sobre a sua função custo.¹⁸

¹⁸ Calculámos as estimativas individuais de eficiência invertendo $\exp(u)$ e multiplicando por 100 para obtermos valores percentuais e 100 exprimir a eficiência total.

Tabela 8: Estatísticas descritivas dos indicadores de eficiência dos hospitais (%), Cobb-Douglas

Estatísticas	F	E	S	H	Min	Max
Média	73.1	67.9	68.8	68.6	67.9	73.1
DP	11.4	12.2	12.4	11.9	11.4	12.4
Min	48.7	46.9	42.8	42.9	42.8	48.7
1° Quartil	66.4	58.4	59.6	60.4	58.4	66.4
Mediana	73.5	67.8	67.5	68.2	67.5	73.5
3° Quartil	80.3	76.5	78.8	77.7	76.5	80.3
Max	95.9	100.0	100.0	100.0	95.9	100.0

Vemos que as medidas de tendência central dos modelos E, S e H são praticamente idênticas e que diferem ligeiramente das medidas de tendência central do modelo F. A média amostral dos níveis de eficiência varia entre 68% e 69% nos modelos E, S e H e é 73% no modelo F. Além disso, a mediana dos níveis de eficiência é 68% nos modelos E, S e H e é quase 74% no modelo F. Vemos igualmente que as medidas de dispersão são bastante parecidas entre os 4 modelos. O desvio-padrão oscila entre 11% e 12%. O mínimo das estimativas de eficiência é 43% nos modelos S e H, 47% no modelo E, e aproximadamente 49% no modelo F. Nos modelos E, S e H, o máximo é 100% por construção.

Podemos exprimir as estimativas de eficiência das organizações sob a forma de estimativas da poupança potencial que as organizações teriam, sem reduzir o seu nível de produção, se passassem a produzir sobre a sua função custo. Pensamos que, para efeitos práticos - como, por exemplo, para avaliar se existe a necessidade de se introduzirem alterações nas políticas de saúde - percebe-se melhor as implicações do comportamento ineficiente quando se olha para as estimativas da poupança potencial do que quando se olha para as estimativas de eficiência.¹⁹

Neste trabalho, apresentamos as estimativas de eficiência dos hospitais e as estimativas da poupança potencial dos hospitais. Apresentamos as estimativas de eficiência porque é o que a literatura faz normalmente, e nós pretendemos que os nossos resultados sejam diretamente comparáveis. Apresentamos também as estimativas da poupança potencial dos hospitais porque pensamos que isto facilita a leitura das implicações da ineficiência.

A Figura 7 apresenta, para cada modelo, a distribuição dos hospitais da amostra por intervalos das estimativas de poupança potencial. Graficamente, observamos que nenhuma distribuição é especialmente enviesada para a esquerda ou para a direita, e que a eficiência dos hospitais parece ser sempre normalmente distribuída. Depois, vemos que a classe modal é 25%-30% no modelo F, 35%-40% nos modelos S e H, e 40%-45% no modelo E. Finalmente, vemos que todas as distribuições sugerem que há poucos hospitais eficientes. A Tabela 9 mostra exatamente quantos hospitais se encontram em cada classe.

¹⁹ No Anexo A, mostra-se como se calcularam as estimativas da poupança potencial das organizações.

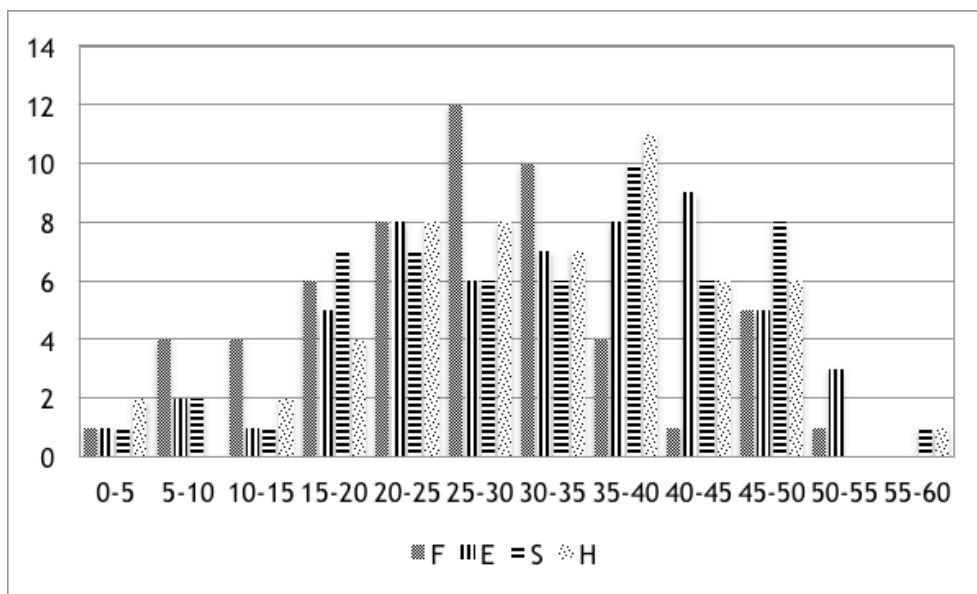


Figura 7: Histograma dos hospitais por intervalos de poupança potencial, Cobb-Douglas

Tabela 9: Frequências absolutas dos hospitais por intervalos de poupança potencial, Cobb-Douglas

Intervalos de poupança (%)	F	E	S	H
0-5	1	1	1	2
5-10	4	2	2	0
10-15	4	1	1	2
15-20	6	5	7	4
20-25	8	8	7	8
25-30	12	6	6	8
30-35	10	7	6	7
35-40	4	8	10	11
40-45	1	9	6	6
45-50	5	5	8	6
50-55	1	3	0	0
55-60	0	0	1	1

Submetemos as estimativas de poupança potencial ao teste W de Shapiro-Wilk para tirarmos as dúvidas relativamente à normalidade das estimativas. O resultado é que não rejeitamos as hipóteses nulas que as estimativas de poupança potencial seguem distribuições normais. A Tabela 10 apresenta as estatísticas de teste.

Tabela 10: Hospitais - Teste W de Shapiro-Wilk (H_0 : a variável segue uma distribuição Normal), Cobb-Douglas

Variáveis	N.º de obs.	W	V	z	Pr>z	H_0
F	55	0.9855	0.737	-0.656	0.7440	Não rejeitar
E	55	0.9776	1.138	0.277	0.3908	Não rejeitar
S	55	0.9806	0.984	-0.035	0.5139	Não rejeitar
H	55	0.9809	0.969	-0.068	0.5271	Não rejeitar

Vemos agora o que acontece às estimativas individuais dos hospitais quando passamos de um modelo para o outro. A Tabela 11 mostra as estimativas individuais da poupança potencial dos hospitais. As estimativas, que estão assinaladas a sombreado, resultam de estimações de fora

da amostra. A Tabela 12, a Tabela 13, a Tabela 14 e a Tabela 15 apresentam os resultados das estimações de fora da amostra.²⁰

Tabela 11: Poupança potencial dos hospitais (%), Cobb-Douglas

Hospitais	F	E	S	H	Min	Max
Centro Hospitalar Baixo Alentejo	38.6	44.7	39.3	41.8	38.6	44.7
Centro Hospitalar Cova da Beira	36.1	35.0	32.5	31.6	31.6	36.1
Centro Hospitalar das Caldas da Rainha	37.9	53.1	57.2	57.1	37.9	57.2
Centro Hospitalar de Cascais	33.3	47.4	46.6	47.1	33.3	47.4
Centro Hospitalar de Coimbra	46.2	52.7	49.1	49.8	46.2	52.7
Centro Hospitalar de Lisboa Central	26.8	21.0	15.5	19.2	15.5	26.8
Centro Hospitalar de Lisboa Ocidental	39.6	18.2	16.3	11.8	11.8	39.6
Centro Hospitalar de Setúbal	34.7	41.7	41.7	39.3	34.7	41.7
Centro Hospitalar de Torres Vedras	29.6	42.8	40.6	39.9	29.6	42.8
Centro Hospitalar de Vila Nova de Gaia	25.9	37.2	39.2	36.6	25.9	39.2
Centro Hospitalar do Alto do Ave	8.8	12.2	5.9	1.9	1.9	12.2
Centro Hospitalar do Alto Minho	27.6	26.2	23.4	21.0	21.0	27.6
Centro Hospitalar do Barlavento Algarvio	51.3	50.4	49.5	48.7	48.7	51.3
Centro Hospitalar do Médio Tejo	32.6	39.3	36.4	34.1	32.6	39.3
Centro Hospitalar do Nordeste	24.7	23.5	10.6	14.6	10.6	24.7
Centro Hospitalar Póvoa de Varzim - Vila do Conde	22.2	32.2	34.5	36.5	22.2	36.5
Centro Hospitalar Vila Real - Peso da Régua	24.5	23.1	20.6	20.0	20.0	24.5
Hospitais da Universidade de Coimbra	14.3	0.0	7.5	7.0	0.0	14.3
Hospital Amato Lusitano	28.6	41.5	32.6	36.4	28.6	41.5
Hospital Arcebispo João Crisóstomo	21.0	31.3	31.3	33.2	21.0	33.2
Hospital Bernardino Lopes de Oliveira	19.3	28.5	31.7	30.7	19.3	31.7
Hospital Cândido de Figueiredo	27.8	40.7	37.5	40.9	27.8	40.9
Hospital Conde de São Bento	13.7	15.1	18.4	21.0	13.7	21.0
Hospital Curry Cabral	34.9	49.2	45.7	45.7	34.9	49.2
Hospital de José Luciano de Castro	22.6	19.5	17.3	17.0	17.0	22.6
Hospital de Nossa Senhora do Rosário	32.0	30.6	29.3	29.4	29.3	32.0
Hospital de Santa Maria	45.6	22.6	19.2	18.5	18.5	45.6
Hospital de Santa Marta	46.3	45.3	45.6	45.5	45.3	46.3
Hospital de Santo André	24.5	23.2	18.6	16.3	16.3	24.5
Hospital de São Marcos	34.4	33.2	26.4	26.7	26.4	34.4
Hospital de São Sebastião	4.1	0.0	0.0	0.0	0.0	4.1
Hospital de São Teotónio	31.5	30.4	20.6	20.8	20.6	31.5
Hospital Distrital da Figueira da Foz	26.2	24.5	29.0	30.8	24.5	30.8
Hospital Distrital de Águeda	14.6	21.5	15.1	20.0	14.6	21.5
Hospital Distrital de Chaves	25.4	29.5	24.9	27.3	24.9	29.5
Hospital Distrital de Faro	29.7	42.7	40.1	39.1	29.7	42.7
Hospital Distrital de Lamego	20.1	23.5	15.7	22.6	15.7	23.5
Hospital Distrital de Pombal	19.8	29.2	35.5	34.3	19.8	35.5
Hospital Distrital de Santarém	32.9	31.6	25.5	26.3	25.5	32.9
Hospital Distrital de São João da Madeira	6.9	8.7	17.6	19.6	6.9	19.6
Hospital Distrital do Montijo	25.7	38.2	45.9	31.8	25.7	45.9
Hospital do Espírito Santo	32.1	37.0	35.9	36.5	32.1	37.0
Hospital do Litoral Alentejano	5.8	36.5	40.8	40.6	5.8	40.8
Hospital Dr. Francisco Zagalo	15.1	22.4	29.3	29.5	15.1	29.5
Hospital Dr. José Maria Grande	28.4	41.4	35.3	39.4	28.4	41.4
Hospital Garcia de Orta	48.4	47.2	45.9	44.5	44.5	48.4
Hospital Geral de Santo António	47.8	46.4	46.7	44.7	44.7	47.8

²⁰ No Anexo A, explica-se como estas estimações foram feitas.

Hospital Infante D. Pedro	26.5	25.4	16.5	18.7	16.5	26.5
Hospital Nossa Senhora da Ajuda	33.4	39.8	30.4	23.1	23.1	39.8
Hospital Nossa Senhora da Assunção	11.9	17.3	30.6	25.5	11.9	30.6
Hospital Nossa Senhora da Conceição	16.7	28.7	38.2	35.9	16.7	38.2
Hospital Padre Américo	18.6	16.8	18.9	16.0	16.0	18.9
Hospital Pulido Valente	46.0	44.9	44.5	42.7	42.7	46.0
Hospital Reynaldo dos Santos	26.5	38.3	37.8	36.0	26.5	38.3
Hospital Santa Luzia	30.1	43.3	42.8	45.3	30.1	45.3
Hospital Santa Maria Maior	21.1	19.7	21.4	22.1	19.7	22.1
Hospital São Gonçalo	9.1	7.3	9.4	11.5	7.3	11.5
Hospital São João	41.4	14.7	11.9	9.0	9.0	41.4
Hospital São João de Deus	16.2	23.7	22.6	23.5	16.2	23.7
Hospital São Miguel	12.6	18.4	25.8	29.2	12.6	29.2
Hospital São Pedro Gonçalves de Telmo	40.4	39.8	41.7	41.3	39.8	41.7
Hospital Sousa Martins	22.6	33.3	21.0	26.2	21.0	33.3
Hospital Visconde Salreu	36.9	36.5	38.8	39.4	36.5	39.4

Tabela 12: Resultados da estimação de fora da amostra, F, E, Cobb-Douglas, $\bar{k} < 51$

P	Variáveis	F		E	
		Coeficientes	EP	Coeficientes	EP
α_0	Constante	19.9629***	0.5861	18.1301***	2.0311
α_1	$\ln q_1$	0.0179	0.0169	0.0017	0.0654
α_2	$\ln q_2$	-0.4554***	0.0647	-0.2255	0.2150
β	$\ln \omega$	-0.1158***	0.0389	-0.1324	0.1536
θ	$\ln \bar{k}$	0.1123***	0.0170	0.1293*	0.0660
	μ	0.3156	0.2073	0.2998	
	σ_v^2	0.0002	0.0001		
	σ_u^2	0.0809	0.0793	0.0040	
	σ_e^2	0.0810	0.0793	0.0004	
	Log-likelihood, R^2	21.3018		0.0534	
	N.º de grupos	6		6	
	N.º de observações	14		14	

Tabela 13: Resultados da estimação de fora da amostra, S, H, Cobb-Douglas, $\bar{k} < 51$

P	Variáveis	S		H	
		Coeficientes	EP	Coeficientes	EP
α_0	Constante	9.9056***	2.1956	13.3253***	2.9128
α_1	$\ln q_1$	0.0052	0.1649	0.1476	0.1141
α_2	$\ln q_2$	-0.1247	0.2576	0.1429	0.2197
β	$\ln \omega$	0.6249***	0.0150	-0.0767	0.3819
θ	$\ln \bar{k}$	0.0856	0.1928	0.0899	0.1222
	μ	0.2989		0.2407	
	R^2	-0.0728			
	N.º de grupos	6		6	
	N.º de observações	14		14	

Tabela 14: Resultados da estimação de fora da amostra, F, E, Cobb-Douglas, $\bar{k} > 650$

P	Variáveis	F		E	
		Coeficientes	EP	Coeficientes	EP
α_0	Constante	8.6539***	2.0930	5.4043***	1.7020
α_1	$\ln q_1$	0.2304*	0.1233	0.1935	0.1740
α_2	$\ln q_2$	0.2188**	0.0867	0.5566***	0.1463
β	$\ln \omega$	0.0638	0.0545	0.0941	0.1175
θ	$\ln \bar{k}$	0.5902**	0.2370	0.4916**	0.2163
	μ	0.3951*	0.2053	0.1450	
	σ_v^2	0.0008	0.0003		
	σ_u^2	0.0458	0.0364	0.0018	
	σ_e^2	0.0466	0.0363	0.0010	
Log-likelihood, R^2		33.9354		0.8931	
N.º de grupos		6		6	
N.º de observações		23		23	

Tabela 15: Resultados da estimação de fora da amostra, S, H, Cobb-Douglas, $\bar{k} > 650$

P	Variáveis	S		H	
		Coeficientes	EP	Coeficientes	EP
α_0	Constante	0.9795	0.8013	3.6163**	1.7959
α_1	$\ln q_1$	0.1298	0.1057	0.1672*	0.0879
α_2	$\ln q_2$	0.8065***	0.1054	0.8396***	0.0953
β	$\ln \omega$	0.5302***	0.0097	0.2432	0.1480
θ	$\ln \bar{k}$	0.1302	0.1367	0.0555	0.1095
	μ	0.1457		0.1180	
R^2		0.9166			
N.º de grupos		6		6	
N.º de observações		23		23	

A Tabela 16 apresenta as estatísticas descritivas da diferença, em valor absoluto, que existe entre as estimativas individuais da poupança potencial de um mesmo hospital por passarmos de um modelo para o outro. Passar do modelo F para o modelo E representa ter estimativas de um mesmo hospital que, entre elas, são diferentes entre 0.4 e 15 pontos percentuais, sendo a diferença média igual a 6 pontos percentuais. Depois, passar do modelo F para o modelo S representa ter estimativas de um mesmo hospital que, entre elas, são diferentes entre 0.3 e 22 pontos percentuais, sendo a diferença média igual a 7 pontos percentuais. Por sua vez, passar do modelo F para o modelo H representa ter estimativas de um mesmo hospital que, entre elas, são diferentes entre 1 e 19 pontos percentuais, sendo a diferença média igual a 8 pontos percentuais. Além disso, pode não existir absolutamente nenhuma diferença entre as estimativas dos modelos. Isto pode ser assim nos modelos E e S, E e H, ou S e H. No entanto, também pode haver diferenças entre as estimativas destes modelos. A diferença entre as estimativas dos modelos E e S tanto pode ser nula como chegar aos 13 pontos percentuais, sendo a diferença média igual a 4 pontos percentuais. A diferença entre as estimativas dos modelos E e H tanto pode ser nula como chegar aos 11 pontos percentuais, sendo a diferença média igual a 4 pontos percentuais. Finalmente, a diferença entre as estimativas dos modelos S e H tanto pode ser nula como chegar aos 14 pontos percentuais, sendo a diferença média igual a 2 pontos percentuais.

Tabela 16: Hospitais - Estatísticas descritivas da diferença em valor absoluto das estimativas individuais de poupança potencial (%), Cobb-Douglas

Estatísticas	F-E	F-S	F-H	E-S	E-H	S-H
Média	6.0	7.3	7.6	4.2	3.9	2.1
DP	4.9	5.8	4.9	3.5	2.9	2.2
Min	0.4	0.3	0.9	0.0	0.0	0.0
1º Quartil	1.4	2.6	3.5	1.5	1.8	0.7
Mediana	4.9	5.9	6.9	3.2	2.9	1.9
3º Quartil	10.5	11.2	10.9	6.3	6.1	2.5
Max	15.2	21.5	19.2	13.4	10.9	14.1

Assim, se, para uns hospitais, as estimativas de poupança potencial quase não se alteram por passar de um modelo para o outro, para outros hospitais, as diferenças podem ser grandes. Por exemplo, vemos que as estimativas da poupança potencial do Hospital de São Sebastião pertencem ao intervalo 0%-4%, e que as estimativas da poupança potencial do Hospital Nossa Senhora da Conceição pertencem ao intervalo 17%-38%, que tem uma amplitude bem maior.

A Tabela 17 apresenta os rankings de eficiência dos hospitais. A discussão sobre a Tabela 17 é qualitativamente idêntica à discussão sobre a Tabela 11. O que dissemos sobre a Tabela 11 aplica-se também à Tabela 17.²¹

Tabela 17: Rankings de eficiência dos hospitais, Cobb-Douglas

Hospitais	F	E	S	H	Min	Max
Centro Hospitalar Baixo Alentejo	53	54	47	53	47	54
Centro Hospitalar Cova da Beira	50	37	35	34	34	50
Centro Hospitalar das Caldas da Rainha	52	63	63	63	52	63
Centro Hospitalar de Cascais	45	59	59	60	45	60
Centro Hospitalar de Coimbra	59	62	61	62	59	62
Centro Hospitalar de Lisboa Central	32	14	8	13	8	32
Centro Hospitalar de Lisboa Ocidental	54	10	10	6	6	54
Centro Hospitalar de Setúbal	48	50	52	46	46	52
Centro Hospitalar de Torres Vedras	37	52	49	49	37	52
Centro Hospitalar de Vila Nova de Gaia	28	41	46	44	28	46
Centro Hospitalar do Alto do Ave	4	5	2	2	2	5
Centro Hospitalar do Alto Minho	33	25	23	18	18	33
Centro Hospitalar do Barlavento Algarvio	63	61	62	61	61	63
Centro Hospitalar do Médio Tejo	43	44	41	37	37	44
Centro Hospitalar do Nordeste	25	20	5	7	5	25
Centro Hospitalar Póvoa de Varzim - Vila do Conde	20	34	37	42	20	42
Centro Hospitalar Vila Real - Peso da Régua	24	18	18	16	16	24
Hospitais da Universidade de Coimbra	9	1	3	3	1	9

²¹ A informação sobre os rankings de eficiência dos hospitais é sobretudo uma curiosidade. Mesmo para efeitos de política de saúde, julgamos que é muito mais útil saber qual é a poupança que um hospital pode ter objetivamente do que saber qual é a sua posição relativa no ranking de eficiência. Um ranking, por si só, não é especialmente útil e até pode conduzir a leituras erradas. Por exemplo, pode suceder que duas organizações, que ocupam lugares muito distantes no ranking, tenham desempenhos semelhantes. Pode depois fazer-se a leitura que a organização mais bem colocada tem um bom desempenho e que o seu desempenho é muito melhor do que a organização menos bem colocada. Isto pode não ser assim se todas as organizações do ranking tiverem um desempenho semelhante e igualmente bom ou mau.

Hospital Amato Lusitano	36	49	36	41	36	49
Hospital Arcebispo João Crisóstomo	18	32	33	36	18	36
Hospital Bernardino Lopes de Oliveira	15	26	34	32	15	34
Hospital Cândido de Figueiredo	34	47	42	51	34	51
Hospital Conde de São Bento	8	7	14	19	7	19
Hospital Curry Cabral	49	60	56	59	49	60
Hospital de José Luciano de Castro	22	12	12	10	10	22
Hospital de Nossa Senhora do Rosário	41	31	29	30	29	41
Hospital de Santa Maria	57	17	17	11	11	57
Hospital de Santa Marta	60	56	55	58	55	60
Hospital de Santo André	23	19	15	9	9	23
Hospital de São Marcos	47	35	27	27	27	47
Hospital de São Sebastião	1	1	1	1	1	1
Hospital de São Teotónio	40	30	19	17	17	40
Hospital Distrital da Figueira da Foz	29	23	28	33	23	33
Hospital Distrital de Águeda	10	15	7	15	7	15
Hospital Distrital de Chaves	26	29	24	28	24	29
Hospital Distrital de Faro	38	51	48	45	38	51
Hospital Distrital de Lamego	17	21	9	21	9	21
Hospital Distrital de Pombal	16	28	39	38	16	39
Hospital Distrital de Santarém	44	33	25	26	25	44
Hospital Distrital de São João da Madeira	3	4	13	14	3	14
Hospital Distrital do Montijo	27	42	58	35	27	58
Hospital do Espírito Santo	42	40	40	43	40	43
Hospital do Litoral Alentejano	2	39	50	50	2	50
Hospital Dr. Francisco Zagalo	11	16	30	31	11	31
Hospital Dr. José Maria Grande	35	48	38	47	35	48
Hospital Garcia de Orta	62	58	57	55	55	62
Hospital Geral de Santo António	61	57	60	56	56	61
Hospital Infante D. Pedro	31	24	11	12	11	31
Hospital Nossa Senhora da Ajuda	46	46	31	22	22	46
Hospital Nossa Senhora da Assunção	6	9	32	24	6	32
Hospital Nossa Senhora da Conceição	13	27	44	39	13	44
Hospital Padre Américo	14	8	16	8	8	16
Hospital Pulido Valente	58	55	54	54	54	58
Hospital Reynaldo dos Santos	30	43	43	40	30	43
Hospital Santa Luzia	39	53	53	57	39	57
Hospital Santa Maria Maior	19	13	21	20	13	21
Hospital São Gonçalo	5	3	4	5	3	5
Hospital São João	56	6	6	4	4	56
Hospital São João de Deus	12	22	22	23	12	23
Hospital São Miguel	7	11	26	29	7	29
Hospital São Pedro Gonçalves de Telmo	55	45	51	52	45	55
Hospital Sousa Martins	21	36	20	25	20	36
Hospital Visconde Salreu	51	38	45	48	38	51

A Tabela 18 apresenta os coeficientes de correlação de Spearman das estimativas de poupança potencial. Todos os coeficientes são estatisticamente significativos ao nível de 1%. Entre as estimativas dos modelos E, S e H, os coeficientes de correlação são sempre superiores a 90% e o coeficiente de correlação das estimativas dos modelos S e H chega quase aos 96%. Quando consideramos as estimativas do modelo F, os coeficientes de correlação diminuem bastante. O coeficiente de correlação das estimativas dos modelos F e E é inferior a 88%. O coeficiente de correlação das estimativas dos modelos F e S é inferior a 75%. O coeficiente de correlação das estimativas dos modelos F e H é da ordem dos 75%.

Tabela 18: Hospitais - Correlações de Spearman, Cobb-Douglas

	F	E	S	H
F	1.0000			
E	0.8758***	1.0000		
S	0.7441***	0.9031***	1.0000	
H	0.7541***	0.9232***	0.9576***	1.0000

Finalmente, submetemos cada par de estimativas individuais de poupança potencial ao teste t para amostras emparelhadas e ao teste de sinal-ordenação de Wilcoxon para testar estatisticamente se as distribuições são iguais. Independentemente do teste, não rejeitamos as hipóteses nulas que as distribuições dos modelos E, S e H são iguais. No entanto, rejeitamos a hipótese nula que a distribuição do modelo F é igual a qualquer outra distribuição. A Tabela 19 e a Tabela 20 mostram os resultados dos testes.

Tabela 19: Hospitais - Teste t para amostras emparelhadas (H_0 : as duas médias são iguais), Cobb-Douglas

Variáveis	N.º de obs.	N.º de GL	t	Pr> t	H_0
F-E	55	54	-6.0310	0.0000	Rejeitar
F-S	55	54	-3.4484	0.0011	Rejeitar
F-H	55	54	-3.7451	0.0004	Rejeitar
E-S	55	54	1.2592	0.2134	Não rejeitar
E-H	55	54	1.1455	0.2570	Não rejeitar
S-H	55	54	-0.3947	0.6946	Não rejeitar

Tabela 20: Hospitais - Teste de sinal-ordenação de Wilcoxon (H_0 : as duas distribuições são iguais), Cobb-Douglas

Variáveis	N.º de obs.			Soma das categorias			z	Pr> z	H_0
	+	-	0	+	-	0			
F-E	22	33	0	262	1,278	0	-4.257	0.0000	Rejeitar
F-S	20	35	0	432	1,108	0	-2.832	0.0046	Rejeitar
F-H	18	37	0	388	1,152	0	-3.201	0.0014	Rejeitar
E-S	32	20	3	941.5	592.5	6	1.462	0.1437	Não rejeitar
E-H	35	19	1	944.5	594.5	1	1.466	0.1425	Não rejeitar
S-H	24	29	2	676.5	860.5	3	-0.771	0.4408	Não rejeitar

Concluimos então que não existe evidência empírica que permita afirmar que as distribuições dos modelos E, S e H são diferentes entre elas. Elas podem sê-lo ou não. Concluimos também que a distribuição do modelo F não é igual a nenhuma outra distribuição. A implicação imediata disto é que as conclusões sobre a eficiência dos hospitais, e do próprio SNS, são sensíveis às técnicas de medida utilizadas, i.e. não é indiferente usar o modelo F ou o modelo E, S ou H.

Para efeitos práticos, isto comprova a necessidade de termos sempre de submeter os dados a diferentes técnicas de medida antes de poder retirar conclusões, sob pena de as conclusões serem precipitadas e de as alterações de política serem desajustadas.

Para sermos completos, gostaríamos de referir que os coeficientes de correlação de Pearson e os coeficientes de correlação de Kendall produzem conclusões qualitativamente idênticas às conclusões que resultam dos coeficientes de correlação de Spearman, e que discutimos.

Decidimos apresentar os valores do coeficiente de correlação de Spearman porque se trata de um teste não paramétrico. Os testes não paramétricos requerem menos hipóteses do que os testes paramétricos e, por isso, são mais abrangentes.

O coeficiente de correlação de Pearson é um teste paramétrico que requer que as hipóteses de normalidade e homoscedasticidade sejam satisfeitas. No entanto, se houver um desvio da normalidade ou se houver heteroscedasticidade, o coeficiente de correlação de Pearson pode não ser o indicador mais adequado. Ainda que tenhamos submetido as estimativas de ineficiência ao teste W de Shapiro-Wilk e que não possamos rejeitar a hipótese nula que as estimativas de ineficiência são normalmente distribuídas, isto não significa que o sejam. Além disso, temos heteroscedasticidade no modelo H.

Não apresentamos os coeficientes de correlação de Kendall porque estes levam a conclusões iguais às conclusões que resultam do coeficiente de correlação de Spearman e, portanto, não acrescentam nada à discussão.

Depois, usamos o teste t para amostras emparelhadas e o teste de sinal-ordenação de Wilcoxon para compreender se as distribuições de poupança potencial e os rankings de eficiência são, ou não, estatisticamente iguais.

O teste t para amostras emparelhadas é um teste paramétrico que requer que as diferenças entre os valores de uma distribuição e da outra sejam normalmente distribuídas e testa a hipótese nula que as médias são iguais. O teste de sinal-ordenação de Wilcoxon é um teste não paramétrico e, como tal, não precisa que a hipótese de normalidade seja satisfeita. Este teste requer apenas que a distribuição das diferenças entre os pares das observações seja simétrica em torno da mediana e testa a hipótese nula que a mediana das diferenças é zero. Isto é equivalente a testar a hipótese nula que as duas distribuições são iguais porque se as medianas são iguais e se a distribuição é simétrica, então a média, a mediana e a moda coincidem.

Utilizamos um teste paramétrico e um teste não paramétrico para estarmos seguros das conclusões. Como atrás, ainda que tenhamos submetido as estimativas de ineficiência ao teste W de Shapiro-Wilk e que não possamos rejeitar a hipótese nula que as estimativas de ineficiência são normalmente distribuídas, isto não significa que o sejam. As variáveis podem ou não ser normalmente distribuídas. A Tabela 19 e a Tabela 20 mostram que as conclusões, que resultam de um e do outro teste, são idênticas.

6.2.1.2. Translog

A Tabela 21 e a Tabela 22 apresentam os resultados da estimação da função translog.

Tabela 21: Hospitais - Resultados da estimação, F, E, Translog

P	Variáveis	F		E	
		Coeficientes	EP	Coeficientes	EP
α_0	Constante	4.1727	10.5549	7.4494	10.9507
α_1	$\ln q_1$	-0.7730	4.3809	-1.2162	4.5538
α_2	$\ln q_2$	0.3705	4.0016	-0.4792	3.8965
β_1	$\ln w_l$	0.8893	0.9951	0.8265	1.0215
β_2	$\ln w_g$	0.1107	0.9951	0.1735	1.0215
θ	$\ln \bar{k}$	1.3132	3.6426	2.6953	3.6530
α_{11}	$0.5 \ln q_1 \ln q_1$	-0.1713	0.3743	-0.0511	0.3765
α_{12}	$\ln q_1 \ln q_2$	-0.4347*	0.2410	-0.3909	0.2463
α_{22}	$0.5 \ln q_2 \ln q_2$	0.6036***	0.2277	0.5665**	0.2379
β_{11}	$0.5 \ln w_l \ln w_l$	-0.0145	0.2222	-0.0536	0.2263
β_{12}	$\ln w_l \ln w_g$	0.0145	0.2222	0.0536	0.2263
β_{22}	$0.5 \ln w_g \ln w_g$	-0.0145	0.2222	-0.0536	0.2263
θ_{11}	$0.5 \ln \bar{k} \ln \bar{k}$	-0.8186***	0.2928	-0.6839**	0.2851
φ_{11}	$\ln q_1 \ln w_l$	0.3584	0.4755	0.3346	0.4790
φ_{12}	$\ln q_1 \ln w_g$	-0.3584	0.4755	-0.3346	0.4790
φ_{21}	$\ln q_2 \ln w_l$	-0.2335	0.4119	-0.1448	0.4009
φ_{22}	$\ln q_2 \ln w_g$	0.2335	0.4119	0.1448	0.4009
η_{11}	$\ln q_1 \ln \bar{k}$	0.6735**	0.2912	0.5119*	0.2985
η_{21}	$\ln q_2 \ln \bar{k}$	-0.0431	0.2009	-0.0463	0.2080
δ_{11}	$\ln w_l \ln \bar{k}$	-0.2062	0.3675	-0.2684	0.3754
δ_{21}	$\ln w_g \ln \bar{k}$	0.2062	0.3675	0.2684	0.3754
	μ	0.3391**	0.1311	0.4037	
	σ_v^2	0.0056	0.0007		
	σ_u^2	0.0385	0.0155	0.0297	
	σ_e^2	0.0440	0.0155	0.0052	
	Log-likelihood, R^2	150.1680		0.9545	
	N.º de grupos	55		55	
	N.º de observações	198		198	

Tabela 22: Hospitais - Resultados da estimação, S, H, Translog

P	Variáveis	S		H	
		Coefficientes	EP	Coefficientes	EP
α_0	Constante	8.6791**	3.7821	-11.7014	9.7409
α_1	$\ln q_1$	0.8896	1.4687	10.6823***	2.9358
α_2	$\ln q_2$	1.5116	1.2620	-3.5451*	2.0997
β_1	$\ln w_l$	-0.6630	0.5192	4.9845***	0.7146
β_2	$\ln w_g$	1.6630***	0.5192	-3.9845***	0.7146
θ	$\ln \bar{k}$	-3.0542**	1.2870	-10.9359***	3.4768
α_{11}	$0.5 \ln q_1 \ln q_1$	0.1624	0.3944	0.4117	0.2612
α_{12}	$\ln q_1 \ln q_2$	-0.3214	0.2773	-0.2646	0.1647
α_{22}	$0.5 \ln q_2 \ln q_2$	-0.1429	0.3183	0.2666*	0.1598
β_{11}	$0.5 \ln w_l \ln w_l$	0.1580***	0.0566	-0.4565***	0.1375
β_{12}	$\ln w_l \ln w_g$	-0.1580***	0.0566	0.4565***	0.1375
β_{22}	$0.5 \ln w_g \ln w_g$	0.1580***	0.0566	-0.4565***	0.1375
θ_{11}	$0.5 \ln \bar{k} \ln \bar{k}$	-1.3881***	0.3999	-0.8410**	0.3336
φ_{11}	$\ln q_1 \ln w_l$	-0.0338	0.0784	-1.1323***	0.3217
φ_{12}	$\ln q_1 \ln w_g$	0.0338	0.0784	1.1323***	0.3217
φ_{21}	$\ln q_2 \ln w_l$	-0.0365	0.0577	0.2327	0.2047
φ_{22}	$\ln q_2 \ln w_g$	0.0365	0.0577	-0.2327	0.2047
η_{11}	$\ln q_1 \ln \bar{k}$	0.3204	0.3573	0.0423	0.2674
η_{21}	$\ln q_2 \ln \bar{k}$	0.6814	0.2423	0.1945	0.1207
δ_{11}	$\ln w_l \ln \bar{k}$	0.0701	0.0724	1.3285***	0.3571
δ_{21}	$\ln w_g \ln \bar{k}$	-0.0701	0.0724	-1.3285***	0.3571
	μ	0.3555		0.3935	
	R^2	0.9595			
	N.º de grupos	55		55	
	N.º de observações	198		198	

Vemos que o número de estimativas estatisticamente significativas é globalmente baixo, e que algumas estimativas dos coeficientes das variáveis de output, dos preços dos fatores de produção, e do stock de capital, não têm os sinais esperados.

No modelo F, entre as 21 estimativas dos coeficientes da função translog, só 4 estimativas são estatisticamente significativas ao nível de 10%. Entre estas, 1 é estatisticamente significativa ao nível de 10%, 1 é estatisticamente significativa ao nível de 5% e 2 são estatisticamente significativas ao nível de 1%. Olhando especificamente para as estimativas dos coeficientes das variáveis de output, dos preços dos fatores de produção, e do stock de capital, vemos que nenhuma estimativa dos coeficientes é estatisticamente significativa ao nível de 10% e que a estimativa do coeficiente de q_1 não tem o sinal esperado.

No modelo E, entre as 21 estimativas dos coeficientes da função translog, só 3 estimativas são estatisticamente significativas ao nível de 10%. Entre estas, 1 é estatisticamente significativa ao nível de 10% e 2 são estatisticamente significativas ao nível de 5%. Vemos também que nenhuma estimativa dos coeficientes das variáveis de output, dos preços dos fatores de produção, e do stock de capital, é estatisticamente significativa ao nível de 10%, e que as estimativas dos coeficientes de q_1 e q_2 não têm os sinais esperados.

No modelo S, entre as 21 estimativas dos coeficientes da função translog, 7 estimativas são estatisticamente significativas ao nível de 5%. Entre estas, 2 são estatisticamente significativas ao nível de 5% e 5 são estatisticamente significativas ao nível de 1%. Além disso, entre as estimativas dos coeficientes das variáveis de output, dos preços dos fatores de produção, e do stock de capital, apenas as estimativas dos coeficientes de w_g e de \bar{k} são estatisticamente significativas. A estimativa do coeficiente de w_g é estatisticamente significativa ao nível de 1% e a estimativa do coeficiente de \bar{k} é estatisticamente significativa ao nível de 5%. No entanto, estas estimativas não têm os sinais esperados.

No modelo H, entre as 21 estimativas dos coeficientes da função translog, 14 estimativas são estatisticamente significativas ao nível de 10%. Entre estas, 2 são estatisticamente significativas ao nível de 10%, 1 é estatisticamente significativa ao nível de 5% e as restantes 11 são estatisticamente significativas ao nível de 1%. Todas as estimativas dos coeficientes das variáveis de output, dos preços dos fatores de produção, e do stock de capital, são estatisticamente significativas ao nível de 10%, e 4, em 5, são estatisticamente significativas ao nível de 1%. No entanto, as estimativas dos coeficientes de q_2 , w_g e \bar{k} não têm os sinais esperados.

Além disso, vemos que as estimativas dos coeficientes são muito diferentes de um modelo para outro.

O facto de termos estimativas que não são estatisticamente significativas pode ser o reflexo da existência de multicolinearidade. Mesmo que haja multicolinearidade entre as variáveis da função translog, interessa-nos ter as estimativas de eficiência que os modelos produzem porque a multicolinearidade atrapalha a estimação dos pesos específicos das variáveis independentes mas não atrapalha o cálculo das estimativas da variável dependente. Dito de um outro modo, a multicolinearidade não atrapalha o cálculo das estimativas de eficiência.

A Tabela 23 mostra as estatísticas descritivas das estimativas de eficiência dos hospitais da amostra. Globalmente, vemos que as medidas de tendência central dos modelos E e H são muito parecidas, que estas diferem ligeiramente das medidas de tendência central do modelo S, e que são muito diferentes das medidas de tendência central do modelo F. A média é 67% e 68% nos modelos E e H, 71% no modelo S, e 76% no modelo F. A mediana é 67% nos modelos E e H, 69% no modelo S e 77% no modelo F. Depois, no que se refere às medidas de dispersão, a diferença que separa os mínimos das estimativas de eficiência dos modelos S e H do modelo F é expressiva. O mínimo do modelo E está a meio caminho entre os mínimos dos modelos S e H e o mínimo do modelo F. O mínimo das estimativas de eficiência é 41% no modelo H, 42% no modelo S, 46% no modelo E, e 51% no modelo F. Nos modelos E, S e H, o máximo é 100% por construção.

Tabela 23: Estatísticas descritivas dos indicadores de eficiência dos hospitais (%), Translog

Estatísticas	F	E	S	H	Min	Max
Média	76.4	67.8	70.5	67.4	67.4	76.4
DP	10.9	11.7	11.8	10.7	10.7	11.8
Min	51.2	45.5	41.8	41.4	41.4	51.2
1° Quartil	70.6	59.5	61.9	59.8	59.5	70.6
Mediana	77.0	67.4	68.7	67.3	67.3	77.0
3° Quartil	83.0	74.9	78.4	71.7	71.7	83.0
Max	96.9	100.0	100.0	100.0	96.9	100.0

A Figura 8 mostra como os hospitais da amostra se distribuem por intervalos das estimativas de poupança potencial. Graficamente, observamos que nenhuma distribuição é especialmente enviesada para a esquerda ou para a direita e que as estimativas de ineficiência parecem ser normalmente distribuídas. Depois, observamos que 20%-25% e 35%-40% são as classes modais do modelo S, 25%-30% é a classe modal no modelo F, e 30%-35% é a classe modal dos modelos E e H. Por último, observamos que todas as distribuições sugerem que são poucos os hospitais eficientes. A Tabela 24 apresenta as frequências absolutas dos hospitais pelos intervalos de poupança.

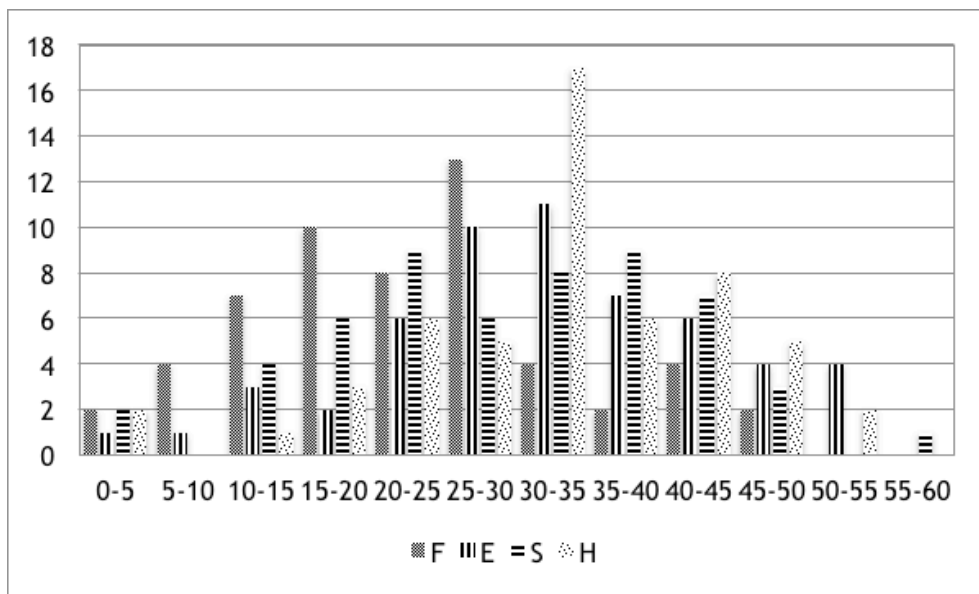


Figura 8: Histograma dos hospitais por intervalos de poupança potencial, Translog

Tabela 24: Frequências absolutas dos hospitais por intervalos de poupança potencial, Translog

Intervalos de poupança (%)	F	E	S	H
0-5	2	1	2	2
5-10	4	1	0	0
10-15	7	3	4	1
15-20	10	2	6	3
20-25	8	6	9	6
25-30	13	10	6	5
30-35	4	11	8	17
35-40	2	7	9	6
40-45	4	6	7	8
45-50	2	4	3	5
50-55	0	4	0	2
55-60	0	0	1	0

Submetemos as estimativas individuais de poupança potencial ao teste W de normalidade de Shapiro-Wilk e não rejeitamos as hipóteses nulas que as estimativas individuais de poupança potencial seguem distribuições normais. A Tabela 25 mostra as estatísticas de teste.

Tabela 25: Hospitais - Teste W de Shapiro-Wilk (H_0 : a variável segue uma distribuição Normal), Translog

Variáveis	N.º de obs.	W	V	z	Pr>z	H_0
F	55	0.9790	1.067	0.139	0.4447	Não rejeitar
E	55	0.9854	0.741	-0.643	0.7399	Não rejeitar
S	55	0.9903	0.490	-1.531	0.9371	Não rejeitar
H	55	0.9696	1.543	0.930	0.1762	Não rejeitar

Vemos agora quais são as consequências em termos das estimativas de escolher um modelo em vez do outro. A Tabela 26 apresenta as estimativas individuais da poupança potencial dos hospitais. As estimativas assinaladas a sombreado resultam de estimações de fora da amostra. A Tabela 27, a Tabela 28, a Tabela 29 e a Tabela 30 apresentam os resultados das estimações de fora da amostra.²²

Tabela 26: Poupança potencial dos hospitais (%), Translog

Hospitais	F	E	S	H	Min	Max
Centro Hospitalar Baixo Alentejo	41.0	50.0	46.8	45.9	41.0	50.0
Centro Hospitalar Cova da Beira	31.9	34.6	32.0	32.9	31.9	34.6
Centro Hospitalar das Caldas da Rainha	36.5	54.5	58.2	58.6	36.5	58.6
Centro Hospitalar de Cascais	31.3	48.2	45.6	47.3	31.3	48.2
Centro Hospitalar de Coimbra	42.4	51.4	44.8	51.2	42.4	51.4
Centro Hospitalar de Lisboa Central	38.3	43.6	6.2	0.0	0.0	43.6
Centro Hospitalar de Lisboa Ocidental	55.7	41.7	4.5	0.2	0.2	55.7
Centro Hospitalar de Setúbal	29.2	38.9	37.9	39.9	29.2	39.9
Centro Hospitalar de Torres Vedras	27.4	43.1	41.3	40.3	27.4	43.1
Centro Hospitalar de Vila Nova de Gaia	16.8	28.4	31.8	30.2	16.8	31.8
Centro Hospitalar do Alto do Ave	4.1	9.0	0.0	4.5	0.0	9.0
Centro Hospitalar do Alto Minho	21.0	23.9	19.8	23.5	19.8	23.9
Centro Hospitalar do Barlavento Algarvio	48.8	50.4	47.9	47.4	47.4	50.4
Centro Hospitalar do Médio Tejo	28.4	37.9	33.5	34.5	28.4	37.9

²² No Anexo A, explica-se como estas estimações foram feitas.

Centro Hospitalar do Nordeste	20.7	24.8	12.6	22.4	12.6	24.8
Centro Hospitalar Póvoa de Varzim - Vila do Conde	20.7	34.9	35.6	41.5	20.7	41.5
Centro Hospitalar Vila Real - Peso da Régua	18.4	21.5	16.6	19.1	16.6	21.5
Hospitais da Universidade de Coimbra	37.7	39.1	1.9	0.3	0.3	39.1
Hospital Amato Lusitano	25.4	41.3	35.4	40.1	25.4	41.3
Hospital Arcebispo João Crisóstomo	15.3	29.8	23.5	32.7	15.3	32.7
Hospital Bernardino Lopes de Oliveira	17.3	31.8	29.3	30.1	17.3	31.8
Hospital Cândido de Figueiredo	17.8	33.1	29.6	36.0	17.8	36.0
Hospital Conde de São Bento	11.7	18.8	20.7	29.0	11.7	29.0
Hospital Curry Cabral	32.0	48.3	41.8	45.4	32.0	48.3
Hospital de José Luciano de Castro	12.3	11.2	58.5	18.8	11.2	58.5
Hospital de Nossa Senhora do Rosário	26.2	29.0	25.5	28.5	25.5	29.0
Hospital de Santa Maria	60.9	47.5	8.6	2.5	2.5	60.9
Hospital de Santa Marta	45.6	46.6	43.3	40.5	40.5	46.6
Hospital de Santo André	18.9	22.1	17.0	19.5	17.0	22.1
Hospital de São Marcos	29.6	32.6	24.6	31.7	24.6	32.6
Hospital de São Sebastião	3.1	0.0	4.5	0.0	0.0	4.5
Hospital de São Teotónio	27.5	31.0	23.2	31.4	23.2	31.4
Hospital Distrital da Figueira da Foz	22.1	25.2	33.0	35.5	22.1	35.5
Hospital Distrital de Águeda	10.3	21.8	13.6	31.0	10.3	31.0
Hospital Distrital de Chaves	22.8	30.9	24.2	28.4	22.8	30.9
Hospital Distrital de Faro	26.5	41.9	38.3	42.1	26.5	42.1
Hospital Distrital de Lamego	17.1	25.2	13.6	22.2	13.6	25.2
Hospital Distrital de Pombal	18.4	33.7	33.8	37.7	18.4	37.7
Hospital Distrital de Santarém	28.4	31.1	22.5	28.1	22.5	31.1
Hospital Distrital de São João da Madeira	5.1	13.0	26.8	34.0	5.1	34.0
Hospital Distrital do Montijo	24.3	38.1	38.3	30.4	24.3	38.3
Hospital do Espírito Santo	28.2	36.2	32.5	35.5	28.2	36.2
Hospital do Litoral Alentejano	5.0	37.4	52.8	40.3	5.0	52.8
Hospital Dr. Francisco Zagalo	12.7	25.0	24.2	30.7	12.7	30.7
Hospital Dr. José Maria Grande	27.7	43.8	37.3	40.6	27.7	43.8
Hospital Garcia de Orta	43.3	44.6	40.6	41.3	40.6	44.6
Hospital Geral de Santo António	39.3	39.6	38.8	36.0	36.0	39.6
Hospital Infante D. Pedro	23.0	26.5	17.7	24.0	17.7	26.5
Hospital Nossa Senhora da Ajuda	21.0	28.3	44.2	33.3	21.0	44.2
Hospital Nossa Senhora da Assunção	12.0	25.2	36.6	30.5	12.0	36.6
Hospital Nossa Senhora da Conceição	13.7	29.2	31.3	34.0	13.7	34.0
Hospital Padre Américo	11.0	14.0	16.6	12.7	11.0	16.6
Hospital Pulido Valente	43.5	44.9	43.1	40.3	40.3	44.9
Hospital Reynaldo dos Santos	24.5	39.3	37.0	32.9	24.5	39.3
Hospital Santa Luzia	28.2	45.3	41.6	49.8	28.2	49.8
Hospital Santa Maria Maior	18.3	22.1	21.9	24.9	18.3	24.9
Hospital São Gonçalo	6.8	11.0	11.3	17.5	6.8	17.5
Hospital São João	58.6	43.4	1.5	0.7	0.7	58.6
Hospital São João de Deus	13.9	25.2	21.3	24.5	13.9	25.2
Hospital São Miguel	8.8	18.9	17.8	27.3	8.8	27.3
Hospital São Pedro Gonçalves de Telmo	32.3	37.1	33.4	33.0	32.3	37.1
Hospital Sousa Martins	19.4	33.7	26.5	31.8	19.4	33.7
Hospital Visconde Salreu	29.6	34.1	26.9	31.5	26.9	34.1

Tabela 27: Resultados da estimação de fora da amostra, F, E, Translog, $\bar{k} < 51$

P	Variáveis	F		E	
		Coeficientes	EP	Coeficientes	EP
ϕ_0	Constante	13.4345***	1.3903	13.2469***	1.1840
ϕ_1	$\ln \widehat{CV}_{jt} k \in [51,650]$	0.1208	0.0924	0.1341*	0.0776
	μ	0.2661	0.2569	0.2393	
	σ_v^2	0.0048	0.0024		
	σ_u^2	0.0346	0.0352	0.0417	
	σ_e^2	0.0394	0.0352	0.0048	
	Log-likelihood, R^2	10.0448		0.0793	
	N.º de grupos	6		6	
	N.º de observações	14		14	

Tabela 28: Resultados da estimação de fora da amostra, S, H, Translog, $\bar{k} < 51$

P	Variáveis	S		H	
		Coeficientes	EP	Coeficientes	EP
ϕ_0	Constante	-0.0776	-	13.3265***	0.7985
ϕ_1	$\ln \widehat{CV}_{jt} k \in [51,650]$	1.0000	-	0.1268**	0.0535
	μ	0.0776		0.3126	
	N.º de grupos	6		6	
	N.º de observações	14		14	

Tabela 29: Resultados da estimação de fora da amostra, F, E, Translog, $\bar{k} > 650$

P	Variáveis	F		E	
		Coeficientes	EP	Coeficientes	EP
ϕ_0	Constante	11.1449***	1.5653	7.1091***	2.0693
ϕ_1	$\ln \widehat{CV}_{jt} k \in [51,650]$	0.3867***	0.0875	0.6050***	0.1090
	μ	0.7033***	0.1960	0.4703	
	σ_v^2	0.0008	0.0003		
	σ_u^2	0.0966	0.0675	0.0105	
	σ_e^2	0.0974	0.0675	0.0009	
	Log-likelihood, R^2	30.9096		0.9098	
	N.º de grupos	6		6	
	N.º de observações	23		23	

Tabela 30: Resultados da estimação de fora da amostra, S, H, Translog, $\bar{k} > 650$

P	Variáveis	S		H	
		Coefficientes	EP	Coefficientes	EP
α_0	Constante	-0.0441	-	-0.0035	-
α_1	$\ln q_1$	-12.7464	8.2321	-45.9777***	4.4708
α_2	$\ln q_2$	10.2288	6.9887	58.7422***	5.3019
β_1	$\ln w_l$	2.4186***	0.5657	-9.8226***	2.5358
β_2	$\ln w_g$	-1.4186**	0.5657	10.8226***	2.5358
θ	$\ln \bar{k}$	0.0000	-	-18.1148***	6.4500
α_{11}	$0.5 \ln q_1 \ln q_1$	1.5213	1.7302	2.6305***	0.4418
α_{12}	$\ln q_1 \ln q_2$	-1.0975	1.6786	-3.7139***	0.4756
α_{22}	$0.5 \ln q_2 \ln q_2$	-0.8560	1.1680	0.5318	0.3309
β_{11}	$0.5 \ln w_l \ln w_l$	-0.0645	0.0470	-0.1097	0.4130
β_{12}	$\ln w_l \ln w_g$	-0.1277**	0.0759	0.1097	0.4130
β_{22}	$0.5 \ln w_g \ln w_g$	0.1277**	0.0759	-0.1097	0.4130
θ_{11}	$0.5 \ln \bar{k} \ln \bar{k}$	-6.4834	4.0214	-12.0919***	1.4221
φ_{11}	$\ln q_1 \ln w_l$	-0.0549	0.0377	2.7913***	0.3507
φ_{12}	$\ln q_1 \ln w_g$	0.0549	0.0377	-2.7913***	0.3507
φ_{21}	$\ln q_2 \ln w_l$	-0.0993***	0.0372	-3.1548***	0.5687
φ_{22}	$\ln q_2 \ln w_g$	0.0993***	0.0372	3.1548***	0.5687
η_{11}	$\ln q_1 \ln \bar{k}$	1.6259	2.1115	5.3332***	0.8851
η_{21}	$\ln q_2 \ln \bar{k}$	2.0771	1.2037	1.0191***	0.3364
δ_{11}	$\ln w_l \ln \bar{k}$	0.0925***	0.0489	3.0704***	0.8832
δ_{21}	$\ln w_g \ln \bar{k}$	-0.0925***	0.0489	-3.0704***	0.8832
	μ	0.0441		0.0035	
	R^2	0.9546			
	N.º de grupos	6		6	
	N.º de observações	23		23	

A Tabela 31 mostra as estatísticas descritivas da diferença, em valor absoluto, que há entre as estimativas de um mesmo hospital quando passamos de um modelo para o outro. Passar do modelo F para o modelo E representa ter estimativas de um mesmo hospital que, entre elas, são diferentes entre 0.3 e 18 pontos percentuais, sendo a diferença média igual a 9 pontos percentuais. Passar do modelo F para o modelo S representa ter estimativas de um mesmo hospital que, entre elas, são diferentes entre 0.1 e 25 pontos percentuais, sendo a diferença média igual a 8 pontos percentuais. Passar do modelo F para o modelo H representa ter estimativas de um mesmo hospital que, entre elas, são diferentes entre 0.3 e 29 pontos percentuais, sendo a diferença média igual a 10 pontos percentuais. E passar do modelo S para o modelo H representa ter estimativas de um mesmo hospital que, entre elas, são diferentes entre 0.4 e 17 pontos percentuais, sendo a diferença média igual a 5 pontos percentuais. Além disso, pode acontecer que não haja nenhuma diferença entre as estimativas de um mesmo hospital. Isto pode acontecer com as estimativas dos modelos E e S, e E e H. Dito isto, também pode haver diferenças entre as estimativas destes modelos. A diferença entre as estimativas dos modelos E e S tanto pode ser nula como chegar aos 14 pontos percentuais, sendo a diferença média igual a 5 pontos percentuais, e a diferença entre as estimativas dos modelos E e H tanto pode ser nula como chegar aos 21 pontos percentuais, sendo a diferença média igual a 4 pontos percentuais.

Observamos assim que, para uns hospitais, usar um modelo em vez do outro não traz grandes alterações em termos de estimativas individuais de poupança potencial, e que, para outros hospitais, as diferenças são substanciais.²³

Tabela 31: Hospitais - Estatísticas descritivas da diferença em valor absoluto das estimativas individuais de poupança potencial (%), Translog

Estatísticas	F-E	F-S	F-H	E-S	E-H	S-H
Média	8.7	7.7	9.6	4.6	3.7	4.5
DP	5.5	6.0	7.5	3.3	3.5	3.2
Min	0.3	0.1	0.3	0.0	0.0	0.4
1º Quartil	3.1	2.7	2.4	2.4	1.7	2.6
Mediana	8.1	5.9	8.4	3.7	3.0	3.9
3º Quartil	14.4	11.8	15.8	6.7	4.6	6.3
Max	18.1	24.6	28.9	13.7	21.0	17.4

A Tabela 32 apresenta os rankings de eficiência dos hospitais. A discussão sobre a Tabela 32 é qualitativamente igual à discussão sobre a Tabela 26.

Tabela 32: Rankings de eficiência dos hospitais, Translog

Hospitais	F	E	S	H	Min	Max
Centro Hospitalar Baixo Alentejo	55	60	59	58	55	60
Centro Hospitalar Cova da Beira	48	35	35	35	35	48
Centro Hospitalar das Caldas da Rainha	51	63	62	63	51	63
Centro Hospitalar de Cascais	47	58	58	59	47	59
Centro Hospitalar de Coimbra	56	62	57	62	56	62
Centro Hospitalar de Lisboa Central	53	51	6	1	1	53
Centro Hospitalar de Lisboa Ocidental	61	47	4	3	3	61
Centro Hospitalar de Setúbal	44	42	46	47	42	47
Centro Hospitalar de Torres Vedras	37	49	51	51	37	51
Centro Hospitalar de Vila Nova de Gaia	16	22	34	25	16	34
Centro Hospitalar do Alto do Ave	2	2	1	7	1	7
Centro Hospitalar do Alto Minho	28	13	17	15	13	28
Centro Hospitalar do Barlavento Algarvio	60	61	60	60	60	61
Centro Hospitalar do Médio Tejo	43	40	39	41	39	43
Centro Hospitalar do Nordeste	25	14	9	14	9	25
Centro Hospitalar Póvoa de Varzim - Vila do Conde	26	36	42	55	26	55
Centro Hospitalar Vila Real - Peso da Régua	22	9	12	11	9	22
Hospitais da Universidade de Coimbra	52	43	3	4	3	52
Hospital Amato Lusitano	34	46	41	48	34	48
Hospital Arcebispo João Crisóstomo	15	25	23	34	15	34
Hospital Bernardino Lopes de Oliveira	18	29	31	24	18	31

²³ Gostaríamos de chamar a atenção para o facto de as estimativas que resultam das estimações de fora da amostra deverem ser lidas com cautela. Estas estimativas sofrem não apenas o efeito de passar de um modelo para o outro, como também a influência de outros fatores, designadamente do facto de nem sempre os modelos com a função translog estimarem a mesma forma funcional. Ver Tabela A. 1. Esta é seguramente a razão pela qual as estimativas das estimações de fora da amostra são tão diferentes para o mesmo hospital. Por exemplo, observe-se que as estimativas da poupança potencial do Hospital São João e do Hospital de Santa Maria variam entre 1% e 59%, e entre 3% e 61%, respetivamente.

Este é um problema das estimações de fora da amostra com a função translog mas não é um problema das estimações de fora da amostra com a função Cobb-Douglas. As estimações de fora da amostra com a função Cobb-Douglas utilizam sempre a mesma forma funcional, que é igual à forma funcional das estimações de dentro da amostra.

Hospital Cândido de Figueiredo	19	31	32	45	19	45
Hospital Conde de São Bento	9	7	18	23	7	23
Hospital Curry Cabral	49	59	53	57	49	59
Hospital de José Luciano de Castro	11	4	63	10	4	63
Hospital de Nossa Senhora do Rosário	35	23	27	22	22	35
Hospital de Santa Maria	63	57	7	6	6	63
Hospital de Santa Marta	59	56	55	52	52	59
Hospital de Santo André	23	11	14	12	11	23
Hospital de São Marcos	46	30	26	32	26	46
Hospital de São Sebastião	1	1	5	2	1	5
Hospital de São Teotónio	38	27	22	30	22	38
Hospital Distrital da Figueira da Foz	29	19	37	43	19	43
Hospital Distrital de Águeda	7	10	10	29	7	29
Hospital Distrital de Chaves	30	26	24	21	21	30
Hospital Distrital de Faro	36	48	48	56	36	56
Hospital Distrital de Lamego	17	17	11	13	11	17
Hospital Distrital de Pombal	21	33	40	46	21	46
Hospital Distrital de Santarém	42	28	21	20	20	42
Hospital Distrital de São João da Madeira	4	5	29	39	4	39
Hospital Distrital do Montijo	32	41	47	26	26	47
Hospital do Espírito Santo	40	37	36	42	36	42
Hospital do Litoral Alentejano	3	39	61	49	3	61
Hospital Dr. Francisco Zagalo	12	15	25	28	12	28
Hospital Dr. José Maria Grande	39	52	45	53	39	53
Hospital Garcia de Orta	57	53	50	54	50	57
Hospital Geral de Santo António	54	45	49	44	44	54
Hospital Infante D. Pedro	31	20	15	16	15	31
Hospital Nossa Senhora da Ajuda	27	21	56	38	21	56
Hospital Nossa Senhora da Assunção	10	18	43	27	10	43
Hospital Nossa Senhora da Conceição	13	24	33	40	13	40
Hospital Padre Américo	8	6	13	8	6	13
Hospital Pulido Valente	58	54	54	50	50	58
Hospital Reynaldo dos Santos	33	44	44	36	33	44
Hospital Santa Luzia	41	55	52	61	41	61
Hospital Santa Maria Maior	20	12	20	18	12	20
Hospital São Gonçalo	5	3	8	9	3	9
Hospital São João	62	50	2	5	2	62
Hospital São João de Deus	14	16	19	17	14	19
Hospital São Miguel	6	8	16	19	6	19
Hospital São Pedro Gonçalves de Telmo	50	38	38	37	37	50
Hospital Sousa Martins	24	32	28	33	24	33
Hospital Visconde Salreu	45	34	30	31	30	45

A Tabela 33 mostra os coeficientes de correlação de Spearman das estimativas individuais de poupança potencial. Todos os coeficientes de correlação são estatisticamente significativos ao nível de 1%, e globalmente, são relativamente baixos. Quando consideramos o modelo F, o coeficiente de correlação de Spearman varia entre 68% e 87%. Quando consideramos os pares de estimativas dos modelos E, S, ou H, o coeficiente de correlação de Spearman varia entre 88% e 92%.

Tabela 33: Hospitais - Correlações de Spearman, Translog

	F	E	S	H
F	1.0000			
E	0.8669***	1.0000		
S	0.7454***	0.9199***	1.0000	
H	0.6849***	0.8798***	0.9153***	1.0000

Por último, submetemos cada par de estimativas ao teste t para amostras emparelhadas e ao teste de sinal-ordenação de Wilcoxon. As conclusões são idênticas em ambos os testes, i.e. não rejeitamos a hipótese nula que as distribuições dos modelos E e H são iguais, e rejeitamos todas as outras hipóteses nulas. A Tabela 34 e a Tabela 35 mostram os resultados.

Tabela 34: Hospitais - Teste t para amostras emparelhadas (H_0 : as duas médias são iguais), Translog

Variáveis	N.º de obs.	N.º de GL	t	Pr> t	H_0
F-E	55	54	-11.1411	0.0000	Rejeitar
F-S	55	54	-5.5400	0.0000	Rejeitar
F-H	55	54	-7.9859	0.0000	Rejeitar
E-S	55	54	4.0165	0.0002	Rejeitar
E-H	55	54	-0.5234	0.6029	Não rejeitar
S-H	55	54	-4.9764	0.0000	Rejeitar

Tabela 35: Hospitais - Teste de sinal-ordenação de Wilcoxon (H_0 : as duas distribuições são iguais), Translog

Variáveis	N.º de obs.			Soma das categorias			z	Pr> z	H_0
	+	-	0	+	-	0			
F-E	1	54	0	12	1,528	0	-6.351	0.0000	Rejeitar
F-S	17	38	0	246.5	1,293.5	0	-4.386	0.0000	Rejeitar
F-H	7	48	0	93	1,447	0	-5.672	0.0000	Rejeitar
E-S	42	13	0	1,248	292	0	4.005	0.0001	Rejeitar
E-H	34	20	1	817.5	721.5	1	0.402	0.6875	Não rejeitar
S-H	13	42	0	260	1,280	0	-4.273	0.0000	Rejeitar

Concluimos que as distribuições dos modelos E e H podem, ou não, ser estatisticamente iguais e que todas as outras distribuições são diferentes entre elas. Claramente, as estimativas de eficiência são sensíveis às técnicas de medida utilizadas.

6.2.1.3. Cobb-Douglas e Translog

Começamos por verificar, para cada modelo, que tecnologia se ajusta melhor aos dados da amostra. Fazemo-lo utilizando o teste de Wald e o teste da razão de verossimilhança (LR).²⁴

Usamos o teste de Wald para testar a hipótese nula de todos os coeficientes que existem na tecnologia translog, mas que não existem na tecnologia Cobb-Douglas, serem em conjunto

²⁴ LR é o acrónimo de *Likelihood Ratio*.

iguais a zero. Usamos o teste LR para testar a hipótese nula de o modelo Cobb-Douglas ser um caso particular do modelo translog.

De uma forma geral, o teste de Wald testa a hipótese nula de um conjunto de coeficientes ser igual a uma constante que pode ser diferente de zero, e o teste LR testa a hipótese nula de um modelo restrito estar compreendido dentro de um modelo irrestrito.

No contexto deste trabalho, o teste de Wald e o teste LR fornecem mais ou menos a mesma informação. Ainda que a literatura considere geralmente que os resultados do teste LR são mais precisos do que os resultados do teste de Wald (StataCorp 2011), consideramos o teste de Wald porque nem sempre é possível usar o teste LR. Só é possível usar o teste LR quando os modelos restrito e irrestrito são calculados através do método da máxima verosimilhança porque é preciso conhecer a verosimilhança dos modelos restrito e irrestrito para calcular a estatística de teste do teste LR.

Independentemente do modelo, os resultados do teste de Wald indicam que rejeitamos a hipótese nula de todos os coeficientes da função translog que não existem na função Cobb-Douglas serem simultaneamente iguais a zero ao nível de significância de 1%. De acordo com o resultado do teste LR, rejeitamos a hipótese nula de que o modelo F da função Cobb-Douglas é um caso particular do modelo F da função translog ao nível de significância de 1%.

Por outras palavras, a função translog parece ajustar-se melhor aos dados dos hospitais da amostra do que a função Cobb-Douglas.

A Tabela 36 apresenta os resultados do teste de Wald e do teste LR. Colocou-se um X sempre que o teste LR não pôde ser realizado.

Tabela 36: Hospitais - Teste de Wald e teste LR

Modelos	Teste de Wald			Teste LR		
	χ^2	$Pr > \chi^2$	H ₀	χ^2	$Pr > \chi^2$	H ₀
F	30.76	0.0006	Rejeitar	28.26	0.0016	Rejeitar
E	28.34	0.0016	Rejeitar	X	X	X
S	37.15	0.0001	Rejeitar	X	X	X
H	206.82	0.0000	Rejeitar	X	X	X

Discutimos agora se a escolha da tecnologia influencia as estimativas de eficiência.

A Tabela 37 reúne a informação da Tabela 8 e da Tabela 23 para facilitar a compreensão de como as estatísticas descritivas das estimativas de eficiência se alteram quando passamos da função Cobb-Douglas para a função translog.

Tabela 37: Estatísticas descritivas dos indicadores de eficiência dos hospitais (%), Cobb-Douglas e Translog

Estatísticas	F		E		S		H	
	CD	T	CD	T	CD	T	CD	T
Média	73.1	76.4	67.9	67.8	68.8	70.5	68.6	67.4
DP	11.4	10.9	12.2	11.7	12.4	11.8	11.9	10.7
Min	48.7	51.2	46.9	45.5	42.8	41.8	42.9	41.4
1º Quartil	66.4	70.6	58.4	59.5	59.6	61.9	60.4	59.8
Mediana	73.5	77.0	67.8	67.4	67.5	68.7	68.2	67.3
3º Quartil	80.3	83.0	76.5	74.9	78.8	78.4	77.7	71.7
Max	95.9	96.9	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

Globalmente, nada se altera muito. No modelo F, a média das estimativas de eficiência é 73% com a função Cobb-Douglas e 76% com a função translog. No modelo E, a média mantém-se nos 68% seja qual for a tecnologia escolhida. Nos modelos S e H, a média das estimativas de eficiência passa de 69% para 71%, e de 69% para 67%, com a função Cobb-Douglas e com a função translog, respetivamente. A mediana das estimativas de eficiência passa de 74% para 77% no modelo F, de 68% para 67% nos modelos E e H, e de 68% para 69% no modelo S. Além disso, o mínimo passa de 49% para 51% no modelo F, de 47% para 46% no modelo E, de 43% para 42% no modelo S, e de 43% para 41% no modelo H. O máximo do modelo F passa de 96% para 97%. Os máximos dos modelos E, S e H são 100% por construção.

A Figura 9, a Figura 10, a Figura 11 e a Figura 12 mostram, para cada modelo, as distribuições dos hospitais da amostra por intervalos das estimativas de poupança potencial que resultam da função Cobb-Douglas e da função translog. Graficamente, observamos que nenhuma distribuição é muito diferente do seu par e que os pares de distribuições têm formatos aproximados, i.e. nenhuma distribuição é enviesada para um lado, sendo a outra enviesada para o lado oposto. Depois, observamos que a classe modal da distribuição F da função Cobb-Douglas coincide com a classe modal da distribuição F da função translog, e que a classe modal da distribuição S da função Cobb-Douglas coincide com uma classe modal da distribuição S da função translog. Não observamos mais nenhuma coincidência de classes modais. Esta informação pode ser relevante porque, como vimos acima, todas estas distribuições foram submetidas ao teste W de normalidade de Shapiro-Wilk, e nunca rejeitámos as hipóteses nulas que as distribuições são normalmente distribuídas. Se as classes modais não coincidem, então as distribuições também não.

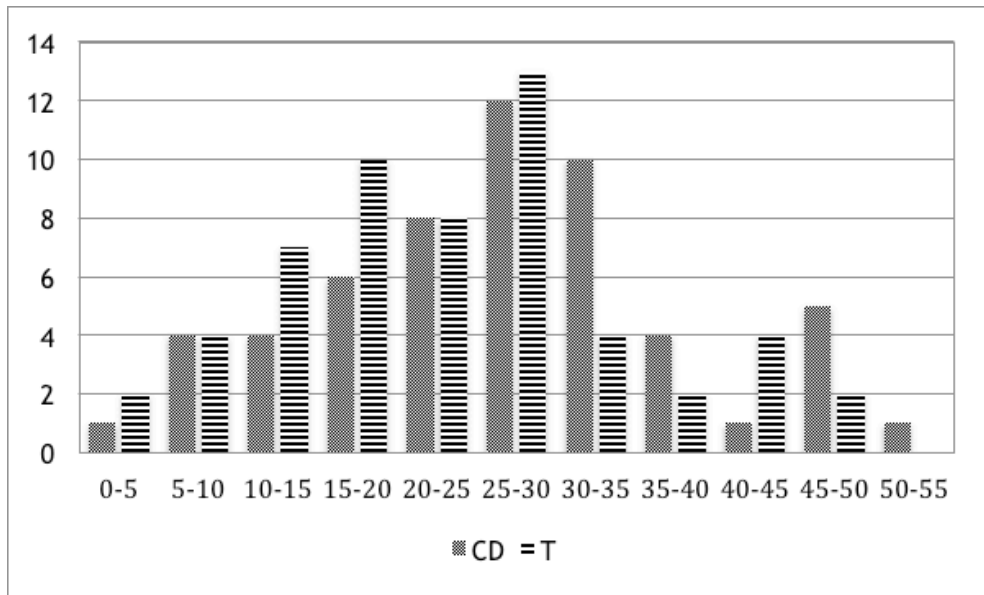


Figura 9: Histograma dos hospitais por intervalos de poupança potencial, F

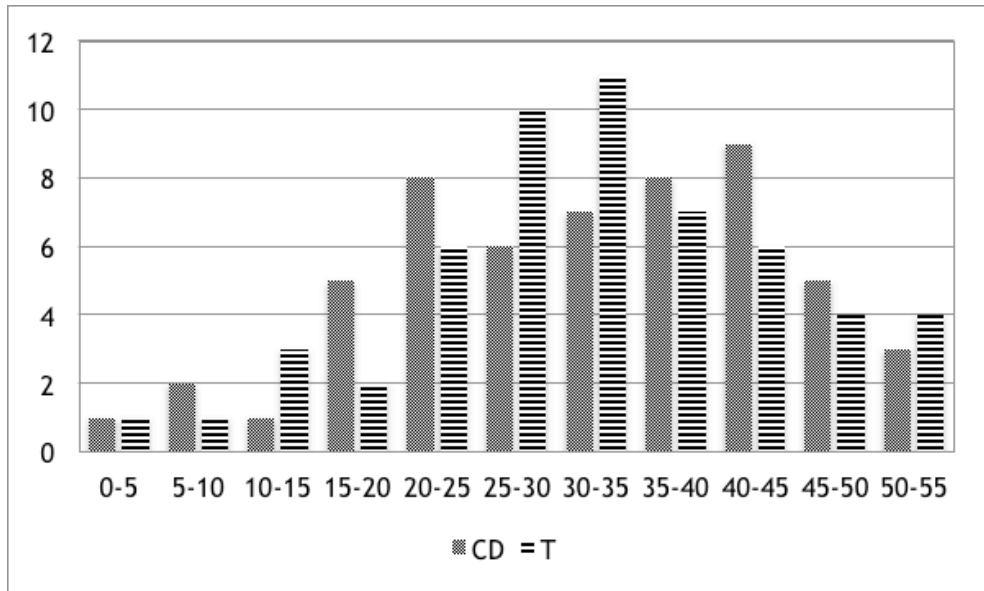


Figura 10: Histograma dos hospitais por intervalos de poupança potencial, E

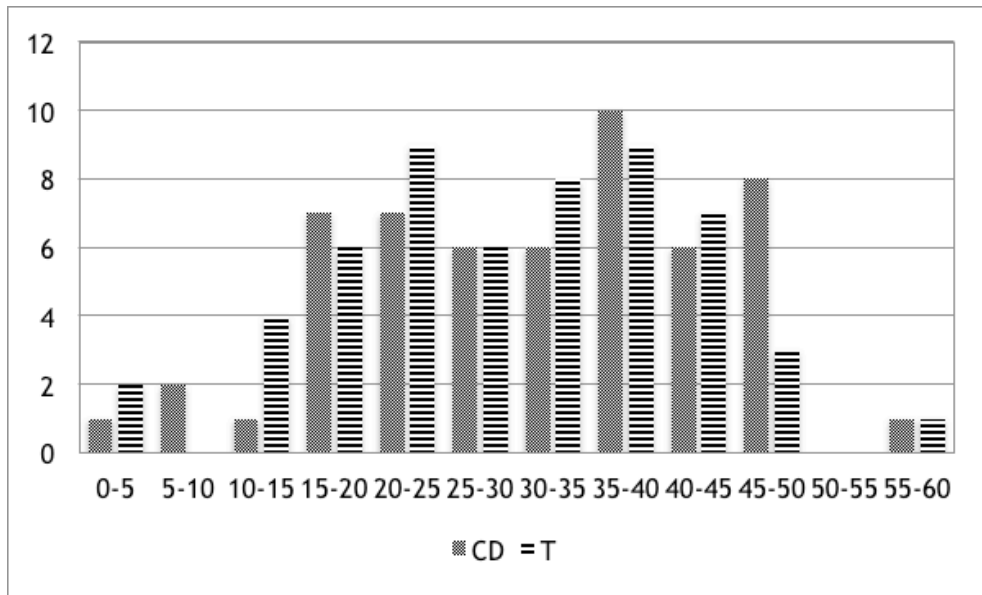


Figura 11: Histograma dos hospitais por intervalos de poupança potencial, S

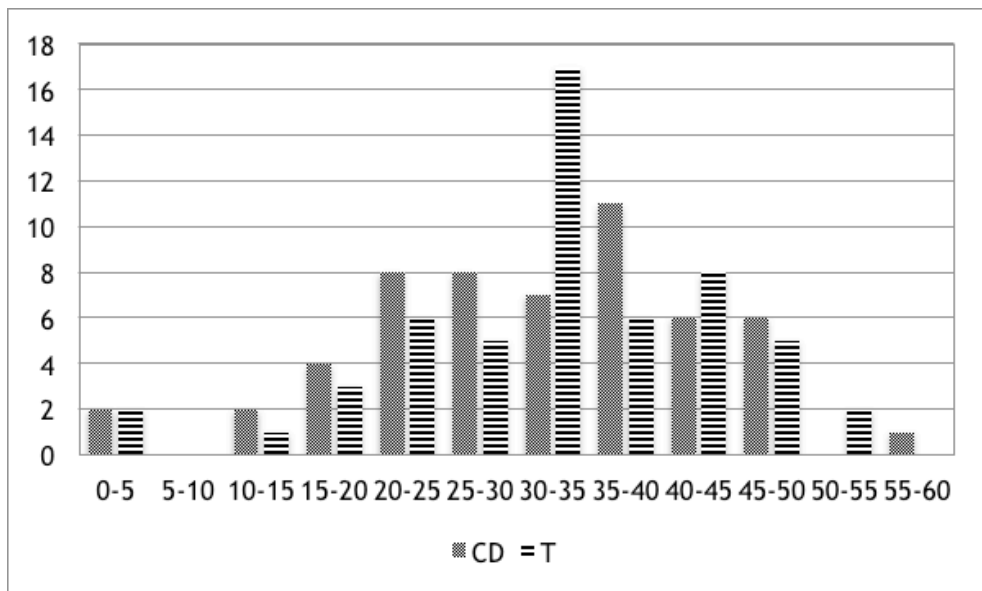


Figura 12: Histograma dos hospitais por intervalos de poupança potencial, H

A Tabela 38 mostra quão diferentes são as estimativas de poupança potencial de um mesmo hospital quando mudamos da função Cobb-Douglas para a função translog. Observamos que, no modelo F, a diferença entre a estimativa da função Cobb-Douglas e a estimativa da função translog varia entre 0.1 e 10 pontos percentuais. Nos modelos E, S, e H, a diferença entre as estimativas pode ser nula ou chegar aos 9 pontos percentuais no modelo E, aos 12 pontos percentuais no modelo S, e aos 14 pontos percentuais no modelo H. A média das diferenças, em valor absoluto, é igual a 2 pontos percentuais no modelo E, e 4 pontos percentuais nos modelos F, S, e H.

Tabela 38: Hospitais - Estatísticas descritivas das estimativas individuais de poupança potencial e da diferença em valor absoluto entre as estimativas individuais de poupança potencial (%), Cobb-Douglas e Translog

Estatísticas	F			E			S			H		
	CD	T	\Delta	CD	T	\Delta	CD	T	\Delta	CD	T	\Delta
Média	26.9	23.6	3.7	32.1	32.2	2.1	31.2	29.5	3.7	31.4	32.6	3.5
DP	11.4	10.9	2.2	12.2	11.7	2.0	12.4	11.8	2.7	11.9	10.7	3.1
Min	4.1	3.1	0.1	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.5	0.0	0.0	0.0
1º Quartil	19.7	17.0	2.0	23.5	25.1	0.7	21.2	21.6	1.6	22.3	28.3	1.2
Mediana	26.5	23.0	3.2	32.2	32.6	1.4	32.5	31.3	2.9	31.8	32.7	2.9
3º Quartil	33.6	29.4	4.7	41.6	40.5	2.7	40.4	38.1	5.4	39.6	40.2	5.0
Max	51.3	48.8	10.0	53.1	54.5	8.7	57.2	58.2	11.9	57.1	58.6	14.4

A Tabela 39 apresenta os coeficientes de correlação de Spearman dos pares de estimativas que resultam da função Cobb-Douglas e da função translog. Vemos que todos os coeficientes de correlação são estatisticamente significativos ao nível de 1%. Os coeficientes de correlação das estimativas dos modelos F e E são substancialmente elevados. O coeficiente de correlação das estimativas do modelo F é 98%, e o coeficiente de correlação das estimativas do modelo E é 97%. Os coeficientes de correlação das estimativas do modelo S e do modelo H são elevados mas não são tão elevados. O coeficiente de correlação das estimativas do modelo S é 93%, e o coeficiente de correlação das estimativas do modelo H é 89%.

Tabela 39: Hospitais - Correlações de Spearman, Cobb-Douglas e Translog

	F	E	S	H
F	0.9772***			
E		0.9685***		
S			0.9286***	
H				0.8906***

Depois, fizemos um teste t para amostras emparelhadas e um teste de sinal-ordenação de Wilcoxon para ver se as distribuições da função Cobb-Douglas coincidem com as distribuições da função translog, em cada modelo. As conclusões são idênticas nos dois testes. Daqui decorre, primeiro, que as distribuições da função Cobb-Douglas e da função translog do modelo F não coincidem, e que as distribuições do modelo S também não coincidem, e segundo, que não existe evidência que apoie a ideia que as distribuições do modelo E são diferentes, e também não existe evidência que apoie a ideia que as distribuições do modelo H são diferentes. A Tabela 40 e a Tabela 41 exibem os resultados.

Tabela 40: Hospitais - Teste t para amostras emparelhadas (H_0 : as duas médias são iguais), Cobb-Douglas e Translog

Variáveis	N.º de obs.	N.º de GL	t	Pr> t	H_0
F-F	55	54	11.3410	0.0000	Rejeitar
E-E	55	54	-0.2215	0.8256	Não rejeitar
S-S	55	54	2.9517	0.0047	Rejeitar
H-H	55	54	-1.9335	0.0584	Não rejeitar

Tabela 41: Hospitais - Teste de sinal-ordenação de Wilcoxon (H_0 : as duas distribuições são iguais), Cobb-Douglas e Translog

Variáveis	N.º de obs.			Soma das categorias			z	Pr> z	H_0
	+	-	0	+	-	0			
F-F	53	2	0	1,520	20	0	6.284	0.000	Rejeitar
E-E	24	28	3	706	828	6	-0.511	0.6092	Não rejeitar
S-S	38	17	0	1,108	432	0	2.832	0.0046	Rejeitar
H-H	21	33	1	538.5	1,000.5	1	-1.936	0.0529	Não rejeitar

Assim, embora existam fortes semelhanças entre as estimativas de eficiência da função Cobb-Douglas e as estimativas de eficiência da função translog, e apesar de as medidas que usámos para ver as semelhanças - i.e., estatísticas descritivas, diagramas, coeficientes de correlação, e testes de hipóteses - apontarem para conclusões distintas, podemos concluir que a escolha da tecnologia influencia as estimativas de eficiência porque, de uma maneira ou de outra, todas as medidas assinalam diferenças entre as estimativas.

6.2.2. Indicadores de eficiência global e ganhos para o SNS

A Tabela 42 apresenta os mínimos e os máximos das estatísticas descritivas das estimativas de eficiência calculadas com a função Cobb-Douglas e, ou, com da função translog. A Tabela 43 mostra os mínimos e os máximos das estimativas individuais de poupança potencial calculadas com a função Cobb-Douglas e, ou, com da função translog. Estas tabelas sintetizam todas as estimativas de eficiência e de poupança potencial que fizemos neste trabalho.

Tabela 42: Hospitais - Estatísticas descritivas dos valores extremos dos indicadores de eficiência (%), Cobb-Douglas e Translog

Estatísticas	CD		T		CD-T	
	Min	Max	Min	Max	Min	Max
Média	67.9	73.1	67.4	76.4	67.4	76.4
DP	11.4	12.4	10.7	11.8	10.7	12.4
Min	42.8	48.7	41.4	51.2	41.4	51.2
1º Quartil	58.4	66.4	59.5	70.6	58.4	70.6
Mediana	67.5	73.5	67.3	77.0	67.3	77.0
3º Quartil	76.5	80.3	71.7	83.0	71.7	83.0
Max	95.9	100.0	96.9	100.0	95.9	100.0

Estas tabelas são úteis por três razões. Primeiro, porque quantificam o desperdício. Segundo, porque permitem ver que a ineficiência difere de um hospital para outro. As tabelas mostram que uns hospitais estão a produzir perto ou sobre a sua fronteira de eficiência e, por isso, que pouco mais podem produzir com as dotações orçamentais que lhes são atribuídas ou pouco menos podem gastar sem sacrificar o seu nível de produção de cuidados de saúde. Além disso, mostram que outros hospitais podem produzir mais com as dotações orçamentais que lhes são atribuídas ou gastar menos e, mesmo assim, continuar a produzir o seu nível observado de produção. Terceiro, se as hipóteses que usámos para produzir os modelos são suficientemente

diferentes para gerar estimativas que, também elas, são suficientemente diferentes, então estas tabelas são úteis porque nos permitem balizar as estimativas de eficiência dos hospitais com segurança. Para efeitos de política, isto é muito importante.

À média das estimativas individuais de eficiência, é frequente chamar-se “indicador global de eficiência”. Este indicador diz-nos, ao nível agregado, o que as estimativas individuais de eficiência nos dizem ao nível de cada organização. O indicador global de eficiência diz-nos qual é a fração dos custos observados que o conjunto das organizações da amostra teria se todas as organizações passassem a produzir sobre as suas respetivas funções custo. Assim, se as nossas hipóteses produzirem estimativas suficientemente diferentes, a Tabela 42 permite-nos concluir, com segurança, que o indicador global de eficiência dos hospitais da amostra pertence ao intervalo 67%-76%.

Da mesma maneira, mesmo que possamos não saber exatamente quanto cada hospital pode poupar na realidade, graças aos intervalos da Tabela 43, podemos ter a certeza da poupança mínima que cada hospital pode objetivamente ter sem reduzir o seu nível de produção, e do valor a partir do qual, de certeza, que cortes orçamentais transversais, excluindo salários, implicam cortar no número de atos ou na qualidade dos serviços prestados.

Tabela 43: Hospitais - Valores extremos da poupança potencial (%), Cobb-Douglas e Translog

Hospitais	CD		T		CD-T	
	Min	Max	Min	Max	Min	Max
Centro Hospitalar Baixo Alentejo	38.6	44.7	41.0	50.0	38.6	50.0
Centro Hospitalar Cova da Beira	31.6	36.1	31.9	34.6	31.6	36.1
Centro Hospitalar das Caldas da Rainha	37.9	57.2	36.5	58.6	36.5	58.6
Centro Hospitalar de Cascais	33.3	47.4	31.3	48.2	31.3	48.2
Centro Hospitalar de Coimbra	46.2	52.7	42.4	51.4	42.4	52.7
Centro Hospitalar de Lisboa Central	15.5	26.8	0.0	43.6	0.0	43.6
Centro Hospitalar de Lisboa Ocidental	11.8	39.6	0.2	55.7	0.2	55.7
Centro Hospitalar de Setúbal	34.7	41.7	29.2	39.9	29.2	41.7
Centro Hospitalar de Torres Vedras	29.6	42.8	27.4	43.1	27.4	43.1
Centro Hospitalar de Vila Nova de Gaia	25.9	39.2	16.8	31.8	16.8	39.2
Centro Hospitalar do Alto do Ave	1.9	12.2	0.0	9.0	0.0	12.2
Centro Hospitalar do Alto Minho	21.0	27.6	19.8	23.9	19.8	27.6
Centro Hospitalar do Barlavento Algarvio	48.7	51.3	47.4	50.4	47.4	51.3
Centro Hospitalar do Médio Tejo	32.6	39.3	28.4	37.9	28.4	39.3
Centro Hospitalar do Nordeste	10.6	24.7	12.6	24.8	10.6	24.8
Centro Hospitalar Póvoa de Varzim - Vila do Conde	22.2	36.5	20.7	41.5	20.7	41.5
Centro Hospitalar Vila Real - Peso da Régua	20.0	24.5	16.6	21.5	16.6	24.5
Hospitais da Universidade de Coimbra	0.0	14.3	0.3	39.1	0.0	39.1
Hospital Amato Lusitano	28.6	41.5	25.4	41.3	25.4	41.5
Hospital Arcebispo João Crisóstomo	21.0	33.2	15.3	32.7	15.3	33.2
Hospital Bernardino Lopes de Oliveira	19.3	31.7	17.3	31.8	17.3	31.8
Hospital Cândido de Figueiredo	27.8	40.9	17.8	36.0	17.8	40.9
Hospital Conde de São Bento	13.7	21.0	11.7	29.0	11.7	29.0
Hospital Curry Cabral	34.9	49.2	32.0	48.3	32.0	49.2
Hospital de José Luciano de Castro	17.0	22.6	11.2	58.5	11.2	58.5
Hospital de Nossa Senhora do Rosário	29.3	32.0	25.5	29.0	25.5	32.0
Hospital de Santa Maria	18.5	45.6	2.5	60.9	2.5	60.9

Hospital de Santa Marta	45.3	46.3	40.5	46.6	40.5	46.6
Hospital de Santo André	16.3	24.5	17.0	22.1	16.3	24.5
Hospital de São Marcos	26.4	34.4	24.6	32.6	24.6	34.4
Hospital de São Sebastião	0.0	4.1	0.0	4.5	0.0	4.5
Hospital de São Teotónio	20.6	31.5	23.2	31.4	20.6	31.5
Hospital Distrital da Figueira da Foz	24.5	30.8	22.1	35.5	22.1	35.5
Hospital Distrital de Águeda	14.6	21.5	10.3	31.0	10.3	31.0
Hospital Distrital de Chaves	24.9	29.5	22.8	30.9	22.8	30.9
Hospital Distrital de Faro	29.7	42.7	26.5	42.1	26.5	42.7
Hospital Distrital de Lamego	15.7	23.5	13.6	25.2	13.6	25.2
Hospital Distrital de Pombal	19.8	35.5	18.4	37.7	18.4	37.7
Hospital Distrital de Santarém	25.5	32.9	22.5	31.1	22.5	32.9
Hospital Distrital de São João da Madeira	6.9	19.6	5.1	34.0	5.1	34.0
Hospital Distrital do Montijo	25.7	45.9	24.3	38.3	24.3	45.9
Hospital do Espírito Santo	32.1	37.0	28.2	36.2	28.2	37.0
Hospital do Litoral Alentejano	5.8	40.8	5.0	52.8	5.0	52.8
Hospital Dr. Francisco Zagalo	15.1	29.5	12.7	30.7	12.7	30.7
Hospital Dr. José Maria Grande	28.4	41.4	27.7	43.8	27.7	43.8
Hospital Garcia de Orta	44.5	48.4	40.6	44.6	40.6	48.4
Hospital Geral de Santo António	44.7	47.8	36.0	39.6	36.0	47.8
Hospital Infante D. Pedro	16.5	26.5	17.7	26.5	16.5	26.5
Hospital Nossa Senhora da Ajuda	23.1	39.8	21.0	44.2	21.0	44.2
Hospital Nossa Senhora da Assunção	11.9	30.6	12.0	36.6	11.9	36.6
Hospital Nossa Senhora da Conceição	16.7	38.2	13.7	34.0	13.7	38.2
Hospital Padre Américo	16.0	18.9	11.0	16.6	11.0	18.9
Hospital Pulido Valente	42.7	46.0	40.3	44.9	40.3	46.0
Hospital Reynaldo dos Santos	26.5	38.3	24.5	39.3	24.5	39.3
Hospital Santa Luzia	30.1	45.3	28.2	49.8	28.2	49.8
Hospital Santa Maria Maior	19.7	22.1	18.3	24.9	18.3	24.9
Hospital São Gonçalo	7.3	11.5	6.8	17.5	6.8	17.5
Hospital São João	9.0	41.4	0.7	58.6	0.7	58.6
Hospital São João de Deus	16.2	23.7	13.9	25.2	13.9	25.2
Hospital São Miguel	12.6	29.2	8.8	27.3	8.8	29.2
Hospital São Pedro Gonçalves de Telmo	39.8	41.7	32.3	37.1	32.3	41.7
Hospital Sousa Martins	21.0	33.3	19.4	33.7	19.4	33.7
Hospital Visconde Salreu	36.5	39.4	26.9	34.1	26.9	39.4

Nuns casos, a diferença entre a poupança realizável sem sacrifícios de produção e o valor dos cortes orçamentais a partir do qual a produção é sacrificada é pequena. Noutros casos, esta diferença é grande. Quanto mais informação tivermos, mais as estimativas são precisas. Por exemplo, se tivermos a certeza que a tecnologia é Cobb-Douglas, poderemos concluir que o indicador global de eficiência dos hospitais da amostra pertence ao intervalo 68%-73%.

Depois, a Tabela 44 apresenta as médias das estimativas percentuais individuais da poupança potencial dos hospitais da amostra em função dos modelos e da tecnologia escolhidos, e as estimativas, em euros, da poupança potencial anual do hospital médio e da globalidade da amostra.²⁵

²⁵ Calculámos as estimativas, em euros, da poupança potencial anual do hospital médio multiplicando as médias das estimativas percentuais individuais da poupança potencial dos hospitais da amostra pela média dos custos variáveis observados dos hospitais da amostra. Calculámos as estimativas, em euros, da poupança potencial anual da globalidade da amostra multiplicando as estimativas, em euros, da poupança potencial anual do hospital médio pelo número de observações da amostra.

Tabela 44: Média das estimativas individuais de poupança potencial dos hospitais, poupança potencial anual do hospital médio, e poupança anual dos hospitais da amostra, Cobb-Douglas e Translog

Descrição	F		E		S		H		CD-T	
	CD	T	CD	T	CD	T	CD	T	Min	Max
Média (%)	26.9	23.6	32.1	32.2	31.2	29.5	31.4	32.6	23.6	32.6
Hospital médio (M EUR)	11.7	10.3	14.0	14.0	13.6	12.8	13.6	14.2	10.3	14.2
Amostra (mil M EUR)	3.0	2.6	3.6	3.6	3.5	3.3	3.5	3.6	2.6	3.6

Calculamos que, no período entre 2002 e 2006, o hospital médio da amostra poderia ter gasto menos entre 24% e 33% do seu orçamento sem reduzir a sua produção de cuidados de saúde. Isto ter-se-ia traduzido numa poupança anual do hospital médio da amostra entre 10.3 e 14.2 milhões de euros. Olhando para a globalidade da amostra, a poupança anual para o SNS teria sido igual a entre 2.6 e 3.6 mil milhões de euros se todos os hospitais da amostra tivessem produzido sobre as suas respetivas funções custo.

Assim, ao longo de todo o período entre 2002 e 2006, i.e. durante os cinco anos, o hospital médio da amostra poderia ter gasto menos, entre 51.5 e 71 milhões de euros, e olhando para a globalidade da amostra, e apenas para esta amostra, o SNS teria poupado entre 13 e 18 mil milhões de euros. Repare-se que, em 2016, prevê-se que as transferências do Orçamento de Estado para o SNS português totalizem 7.9 mil milhões de euros (Ministério da Saúde 2016).

Uma outra forma de ver quais seriam os ganhos para o SNS por os hospitais passarem a atuar sobre as suas funções custo é calcular o aumento potencial da produção para o nível de custos atual.

A Tabela 45 mostra que a despesa observada do hospital médio ter-lhe-ia permitido tratar em internamento mais entre 2.9 e 3.9 milhares de doentes por ano, e fazer mais entre 23.5 e 32 milhares de consultas externas por ano. Isto corresponde a ter um aumento potencial anual da produção entre 26% e 35%.²⁶

Tabela 45: Aumento potencial da produção do hospital médio, Cobb-Douglas

Descrição	F	E	S	H	Min	Max
Aumento potencial do n.º de DS (milhares)	3.0	3.9	2.9	3.3	2.9	3.9
Aumento potencial do n.º de CE (milhares)	24.5	32.0	23.5	27.2	23.5	32.0
Aumento potencial da produção (%)	26.6	34.7	25.5	29.6	25.5	34.7

²⁶ Calculou-se o aumento potencial da produção para o custo real usando a função Cobb-Douglas. Não se fizeram as contas com a função translog porque o objetivo deste exercício é apenas ilustrar. No Anexo A, mostra-se como o aumento potencial da produção é calculado.

Feitas as contas, é necessário dizer que o hospital médio estaria perto da sua lotação máxima ou não teria mesmo lotação suficiente para alojar o aumento de doentes internados. A Tabela 46 mostra que a taxa de ocupação do hospital médio situar-se-ia entre 100% e 107%.²⁷

Podemos pensar em duas soluções alternativas para resolver esta dificuldade. Usando as médias de q_1 e de \bar{k} na Tabela 3, e a circunstância de a demora média ser igual a 7.3 dias entre 2002 e 2006, a taxa média de ocupação foi igual a 79.4%. Uma solução poderia ser manter o número de camas, aumentar a taxa de ocupação e reduzir a demora média dos doentes internados. A Tabela 46 mostra que, para o número de camas observado e uma taxa de ocupação de 90%, basta o hospital médio reduzir a demora média dos doentes internados entre 0.7 e 1.2 dias para poder alojar o acréscimo de doentes internados. Uma solução alternativa seria não alterar nem a taxa de ocupação, nem a demora média dos doentes internados e aumentar o número de camas. A Tabela 46 indica que com mais entre 73 e 99 camas, o hospital médio consegue alojar todo o acréscimo de doentes internados.²⁸

Tabela 46: Taxa de ocupação e soluções para alojar o aumento potencial do número de doentes saídos do hospital médio, Cobb-Douglas

Descrição	F	E	S	H	Min	Max
Taxa de ocupação (%)	100.6	107.0	99.7	102.9	99.7	107.0
Redução da demora média (dias, TO=90%)	0.8	1.2	0.7	0.9	0.7	1.2
Demora média necessária (dias, TO=90%)	6.5	6.1	6.6	6.4	6.6	6.1
Aumento do número de camas (unidades)	76	99	73	84	73	99
Número necessário de camas (unidades)	360	383	356	368	356	383

6.2.3. Economias de escala e dimensão ótima dos hospitais

A Tabela 47 mostra as elasticidades de escala vetoriais de curto e de longo prazos em função dos modelos e da tecnologia escolhidos, e mostra as respetivas elasticidades de custo.²⁹

²⁷ No Anexo A, mostra-se como a taxa de ocupação foi definida.

²⁸ No Anexo A, mostra-se como foi calculado o número necessário de camas para alojar todos os doentes saídos.

²⁹ As elasticidades de escala globais provenientes da função translog devem ser vistas com cautela porque muitas estimativas dos coeficientes da função translog não são estatisticamente significativas e, ou, não têm os sinais esperados.

Tabela 47: Elasticidade de escala global e elasticidade de custo, Cobb-Douglas e Translog

Descrição	F		E		S		H		CD-T	
	CD	T	CD	T	CD	T	CD	T	Min	Max
Curto prazo	1.49	1.45	1.46	1.37	1.81	1.78	1.57	1.22	1.22	1.81
Longo prazo	0.94	0.86	0.94	0.85	0.83	0.73	0.81	0.86	0.73	0.94
Elasticidade de custo	0.67	0.69	0.69	0.73	0.55	0.56	0.64	0.82	0.55	0.82

Os resultados indicam que, no curto prazo, existem efeitos de escala substanciais no hospital médio e que o hospital médio pode ter ganhos de escala se aumentar proporcionalmente os seus níveis de produção e os fatores de produção que não estão fixos. Segundo os valores das elasticidades de escala, um aumento de 10% dos níveis de produção do hospital médio leva a um aumento dos custos totais entre 5.5% e 8.2%. Isto significa que o custo médio diminui à medida que os níveis de produção aumentam, e esta é uma vantagem que o hospital médio pode explorar.

Depois, os resultados indicam que, no longo prazo, existem deseconomias de escala, pelo que podemos concluir que o hospital médio tem poupanças se, no longo prazo, reduzir a dimensão e os níveis de produção. Além disso, como as elasticidades de escala não estão longe de 1, os efeitos de escala não são expressivos, e o hospital médio não está longe da dimensão ótima. Como no período entre 2002 e 2006, a dimensão do hospital médio é igual a 284 camas, podemos afirmar que a dimensão ótima do hospital médio - i.e. a dimensão do hospital médio para a qual não existem efeitos de escala - é inferior a 284 camas, e podemos afirmar também que a dimensão ótima do hospital médio não está longe deste número.

Para efeitos de política de saúde, uma implicação disto é que nem sempre é vantajoso para a sociedade agrupar os hospitais. Do ponto de vista dos custos médios, só existe vantagem em agrupar os hospitais até ao ponto em que a soma das dimensões individuais dos hospitais seja igual à dimensão ótima do hospital médio, i.e. abaixo das 284 camas.

Dito isto, deve chamar-se a atenção para o seguinte. Este número de camas resulta de uma amostra que contém apenas os hospitais de finalidade geral que têm entre 51 e 650 camas. A amostra não contém, designadamente, os hospitais universitários e com grande diferenciação que acabam necessariamente por ter de ser muito maiores, e os hospitais especializados, tais como as maternidades e os hospitais pediátricos, ortopédicos, oncológicos e psiquiátricos.

Por esta razão, o número de 284 camas, que parece constituir a dimensão ótima dos hospitais da amostra, não deve ser considerado como sendo um número universal que se possa aplicar a todos os hospitais. A partir deste trabalho, não podemos concluir absolutamente nada sobre a dimensão ótima dos hospitais que não se encontram na amostra. É perfeitamente razoável admitir que a dimensão ótima dos hospitais universitários e com grande diferenciação seja superior a este número.

7. Centros de saúde

7.1. Dados

7.1.1. Amostra

Usámos dados de corte transversal de 335 centros de saúde portugueses, referentes ao ano de 2005.

Os dados dos centros de saúde são provenientes dos chamados *Tableaux de Bord* do SNS, e foram recolhidos pelas administrações regionais de saúde. A amostra contém os dados de todos os centros de saúde do território continental português, com exceção dos centros de saúde da região do Algarve. Os dados das NUTS 3 foram recolhidos junto do Instituto Nacional de Estatística.

Excluiu-se da amostra o Centro de Saúde de São Mamede Santa Isabel por se considerar que se trata de uma observação atípica e influenciadora. No Anexo A, encontra-se toda a informação que justifica esta exclusão.

Deve referir-se também que os modelos foram estimados ignorando os centros de saúde para os quais existem dados omissos. Esta prática é estatisticamente adequada porque se assume que a falta dos dados é totalmente aleatória.

A Tabela 48 descreve as variáveis utilizadas. A Tabela 49 mostra as estatísticas descritivas.

Tabela 48: Centros de saúde - Definição das variáveis

Tipo de variável	Nome da variável	Descrição
Variável dependente	CV	Custo variável total (em Euros)
Variável de output	q	Número total de consultas, incluindo as consultas dos médicos de família, pediatras, dentistas, enfermeiros e assistentes sociais (em unidades)
Preços dos fatores	w_l	Rácio da despesa anual com pessoal sobre o número de trabalhadores do centro de saúde empregados em 31 de dezembro (em Euros)
	w_g	Índice de preços com base de 2005 dividido por 100. É igual a 1.
Fator fixo	\bar{k}	Número de homens e mulheres residentes com idade igual ou superior a 65 anos (em unidades)
Fatores ambientais exógenos	cs_km^2	Rácio do número de centros de saúde (em unidades) na zona geográfica (NUTS 3) sobre a área (em km^2) da zona geográfica (NUTS 3)
	dim	População coberta (em unidades)
	nao	Número de consultas programadas mas que não foram realizadas (em unidades)
	enf_med	Rácio do número de enfermeiros sobre o número de médicos de família

Tabela 49: Centros de saúde - Estatísticas descritivas das variáveis da amostra

Variáveis	N.º de obs.	Média	DP	Min	Max
CV	334	6,683,823	4,945,363	646,450	33,062,881
q	334	97,485.43	74,420.10	9,919	535,665
w_l	328	26,994.78	4,558.25	17,378.51	53,151.31
w_g	334	1	0	1	1
\bar{k}	325	5,134.70	3,615.03	510,47	19,374.66
cs_km^2	334	0.0259	0.0552	0.0006	0.2421
dim	325	29,169.59	26,559.76	1,863	164,192
nao	333	4,310.47	4,609.36	0	29,966.55
enf_med	328	1.2232	0.5321	0.3077	3.6

7.1.2. Variáveis

CV representa o custo variável observado do centro de saúde. Este valor inclui o custo com o pessoal, o custo dos meios complementares de diagnóstico e terapêutica, e o custo dos medicamentos. Este valor não inclui a renda ou as amortizações.

q é igual à soma do número total de consultas dos médicos de família, pediatras, dentistas, enfermeiros e assistentes sociais.

w_l designa o preço do fator trabalho, e é igual ao rácio do custo anual com o pessoal, dividido pelo número de trabalhadores do centro de saúde no dia 31 de dezembro do ano em análise.

Se os valores dos salários de cada categoria de profissionais dos centros de saúde (médicos, enfermeiros, administrativos etc. nos diferentes momentos de carreira) forem estabelecidos centralmente pelas autoridades públicas nacionais, e se estes valores de tabela foram iguais em todos os centros de saúde da amostra, então as diferenças do preço do fator trabalho de um centro de saúde para o outro refletem as diferenças na composição do fator trabalho em cada centro de saúde.

w_g representa o preço de um fator de produção agregado, que sintetiza todos os fatores de produção, que foram usados na atividade, e que não são trabalho ou capital. Assume-se que w_g segue um índice de preços com base de 2005, dividido por 100. Por esta razão, no ano de 2005, w_g é igual a 1, e é igual em todos os centros de saúde.

Traduz-se o stock de capital \bar{k} através do número de homens e mulheres residentes na zona geográfica do centro de saúde com idade igual ou superior a 65 anos.

Pensamos que o número de homens e mulheres residentes na zona geográfica do centro de saúde com idade igual ou superior a 65 anos constitui uma boa aproximação da população coberta pelo centro de saúde com idade igual ou superior a 65 anos. Pensamos também que existe uma relação positiva entre o número de homens e mulheres cobertos pelo centro de saúde com idade igual ou superior a 65 anos e o stock de capital do centro de saúde.

Tanto quanto sabemos, esta é a primeira vez que se traduz o stock de capital de um centro de saúde através da população coberta pelo centro de saúde com idade igual ou superior a 65 anos, ou de uma aproximação a esta.

A falta de dados concretos sobre o fator capital das unidades de saúde faz com que traduzir este fator de produção nos modelos econométricos seja habitualmente um grande desafio. “As medidas de capital são frequentemente muito rudimentares, e mesmo enganadoras. Os analistas podem ter de recorrer a medidas muito cruas como, por exemplo, à área do chão como uma aproximação do capital físico” (Jacobs et al. 2006).

Na melhor das hipóteses, a área do chão das unidades de saúde pode ser uma aproximação do capital físico dos centros de saúde mas dificilmente o será do capital não físico, como é, por exemplo, o esforço de promoção da saúde.

Além disso, a prestação de cuidados de saúde de hoje depende geralmente da acumulação de capital dos períodos anteriores, e o investimento em capital de hoje só produzirá efeitos no futuro.

O número de homens e mulheres cobertos pelo centro de saúde com idade igual ou superior a 65 anos pode constituir uma boa representação do stock de capital, físico e não físico, do centro de saúde porque os centros de saúde, que se preparam necessariamente para ter as condições para receber, cuidar e acompanhar os seus utentes da melhor maneira possível, o fazem a pensar especialmente no grupo de utentes com idade igual ou superior a 65 anos, porque este é o grupo etário de utentes que mais visita os centros de saúde e mais recursos lhes consome.

Por outras palavras, as unidades de saúde preparam as suas estruturas ou capacidade para poderem tratar dos seus utentes. Este nível de preparação, que tem naturalmente um custo fixo associado, corresponde ao stock de capital, físico e não físico, do centro de saúde. Os centros de saúde terão tanto mais espaço físico e equipamentos, e despenderão tanto mais dinheiro em campanhas de sensibilização e de prevenção das doenças, quanto mais utentes tiverem de cuidar. Isto é verdade para todos os utentes independentemente das suas faixas etárias. No entanto, consideramos que é natural pensar que uma parte significativa destes custos fixos são despendidos sobretudo em função do grupo de utentes com idade igual ou superior a 65 anos porque este é o grupo etário que mais frequenta os centros de saúde e, por essa razão, que também mais recursos lhes consome.

Implicitamente, está a argumentar-se que o stock de capital das unidades de saúde, que está fixo, resulta de um processo, que aconteceu num período anterior, e que conduziu a um equilíbrio entre o lado da procura e o lado da oferta. Repare-se que a rede pública de oferta de cuidados de saúde primários foi desenhada de modo a que os centros de saúde tivessem as condições para responder às necessidades das populações.

Vejamos o que diz a literatura sobre quem são os hiperfrequentadores dos centros de saúde e quanto consomem.

Embora pareça não existir uma definição consensual do conceito de hiperfrequentador, “nos últimos anos, tem vindo a ser cada vez mais utilizada a definição deste termo como os 10% mais utilizadores de consultas num dado período de tempo” (Gomes et al. 2013).

Quase não existem dados referentes aos centros de saúde portugueses que permitam dizer quem são, e por que razões os hiperfrequentadores consomem mais recursos. No entanto, existe uma exceção. (Gomes et al. 2013) retratam o hiperfrequentador do Centro de Saúde da Senhora da Hora, com dados relativos ao período compreendido entre janeiro de 2007 e dezembro de 2009, e concluem que o hiperfrequentador representativo tem idade igual ou superior a 60 anos, e tem geralmente uma doença crónica.

Estas conclusões coincidem com as conclusões de (Robles et al. 2009), que verificaram que os idosos registam a maior intensidade de consultas nas unidades de cuidados de saúde primários e observaram uma relação positiva entre doenças crónicas e hiperfrequentadores. Relembre-se que a probabilidade de um indivíduo sofrer de uma doença crónica aumenta à medida que o indivíduo vai ficando cada vez mais velho.

Estima-se que os hiperfrequentadores consomem entre 21% e 67% dos recursos das unidades de cuidados de saúde primários (Robles et al. 2009).

Outros estudos relatam que a população portuguesa com idade igual ou superior a 65 anos “tende a consumir um montante desproporcional de cuidados de saúde” (Lima & Whynes 2003). Isto é manifesto em (Instituto Nacional de Estatística 2016).

Uma forma alternativa de se olhar para a dimensão da população com idade igual ou superior a 65 anos seria dizer que se trata de uma variável de controlo, que permite capturar o efeito da heterogeneidade dos utentes, que decorre designadamente da dimensão e da composição da população coberta por cada centro de saúde (Puig-Junoy & Ortún 2004).

Naturalmente, uma interpretação como esta faria com que passássemos a olhar para a função custo como uma função custo comportamental e não como uma função custo, que resulta da teoria neoclássica da empresa.

Seja como for, pensamos que é importante incluir o efeito da população idosa nos modelos. Testámos a eventualidade de incluir a população com idade igual ou inferior a 18 anos, e a população com idades compreendidas entre os 19 e os 64 anos, nos modelos. Porque as estimativas dos seus coeficientes não foram estatisticamente significativas, concluímos que estas faixas etárias parecem não influenciar os custos variáveis dos centros de saúde. A pressão dos custos provirá portanto da população envelhecida, e isto está em linha com o que se discutiu.

Vêm depois os fatores ambientais exógenos.

cs_{km^2} é igual ao rácio do número de centros de saúde situados em cada zona geográfica NUTS 3 sobre a área da zona geográfica NUTS 3. Este indicador procura traduzir as diferenças no acesso aos cuidados de saúde primários entre as áreas urbanas e áreas rurais. Quanto maior for este indicador, i.e. quanto mais centros de saúde houver por km^2 , mais fácil ou menos oneroso é o acesso dos utentes aos cuidados de saúde primários.

nao representa o número de consultas programadas que não se realizaram, e é introduzido no modelo da ineficiência para traduzir o compromisso de esforço dos centros de saúde e, com ele, as culturas corporativas locais.

dim designa a dimensão da população. Esta variável procura retratar a presença de efeitos de escala.

Uma vez conhecidas as variáveis \bar{k} e *dim*, que são a dimensão da população com idade igual ou superior a 65 anos, e a dimensão da população, respetivamente, é natural que se queira conhecer a correlação entre estas duas variáveis. Como seria expectável, o coeficiente de correlação de Spearman entre \bar{k} e *dim* é igual a 95.2%, e o teste de correlação de Spearman rejeita a hipótese nula de que as variáveis \bar{k} e *dim* são independentes uma da outras.

Esta circunstância não atrapalha em nada as regressões porque a variável \bar{k} é um regressor da regressão da função custo e a variável *dim* entra na expressão da variância do termo da ineficiência. As duas variáveis não entram linearmente na regressão da função custo.

Segundo (Harvey 1976), as variáveis que entram na expressão da variância do termo do erro podem ser correlacionadas com os regressores da regressão da função custo. Estas variáveis são “habitualmente, mas não necessariamente,” correlacionadas com os regressores (Harvey 1976).

Finalmente, *enf_med* é igual ao rácio do número de enfermeiros sobre o número de médicos de família em cada centro de saúde. Consideramos este rácio para ter em conta a eventual influência de combinações alternativas dos fatores produtivos, enfermeiros e médicos.³⁰

³⁰ Na fase preliminar deste trabalho, testámos a eventualidade de incluir outras variáveis nos modelos, entre as quais o rendimento da população, a densidade populacional, a distância média até ao centro de saúde, e o facto de o centro de saúde estar situado numa zona urbana ou rural. As estimativas dos coeficientes destas variáveis revelaram ser estatisticamente não significativas.

7.2. Resultados

7.2.1. Estimativas de eficiência e comparação dos métodos

7.2.1.1. Cobb-Douglas

A Tabela 50 mostra os resultados da estimação com a tecnologia Cobb-Douglas. Observamos que todos os coeficientes são estatisticamente significativos ao nível de 1% ou ao nível de 5%, e têm os sinais esperados.

Tabela 50: Centros de saúde - Resultados da estimação, Cobb-Douglas

P	Variáveis	F		S		H	
		Coeficientes	EP	Coeficientes	EP	Coeficientes	EP
α_0	Constante	4.2836***	0.5227	2.1936***	0.1223	4.0132***	0.5018
α	$\ln q$	0.5614***	0.2355	0.5469***	0.0235	0.5919***	0.0246
β	$\ln \omega$	0.1158**	0.0500	0.3308***	0.0032	0.1059**	0.0494
θ	$\ln \bar{k}$	0.4337***	0.0249	0.4071***	0.0248	0.4459***	0.0251
	$\ln \sigma_v^2$	-4.3518***	0.2001			-4.1647***	0.1032
	$\ln \sigma_u^2$	-4.0477***	0.4162				
	Constante					-4.1896***	1.3417
δ_1	cs_km^2					32.9078**	16.4684
δ_2	dim					-0.0006**	0.0003
δ_3	nao					0.0012**	0.0006
δ_4	enf_med					1.2514**	0.6088
	σ_v	0.1135	0.1136			0.1246	0.0064
	σ_u	0.1321	0.0275				
	σ_e^2	0.0303	0.0053				
	Log-likelihood, R^2	180.0009		0.9614		195.0378	
	N.º de obs.	321		321		320	

A Tabela 51 apresenta as estatísticas descritivas das estimativas de eficiência dos centros de saúde da amostra. Vemos que as estatísticas diferem muito de um modelo para o outro. A média é 69% no modelo S, 90% no modelo F, e 97% no modelo H. A mediana é 68% no modelo S, 91% no modelo F, e 99% no modelo H. O desvio-padrão é 5% no modelo F, 6% no modelo H, e 10% no modelo S. O mínimo é 36% no modelo S, 58% no modelo H, e 62% no modelo F. O 1º quartil é 62% no modelo S, 88% no modelo F, e 96% no modelo H. O 3º quartil é 75% no modelo S, 93% no modelo F, e 100% no modelo H.

Tabela 51: Estatísticas descritivas dos indicadores de eficiência dos centros de saúde (%), Cobb-Douglas

Estatísticas	F	S	H	Min	Max
Média	90.0	68.5	97.0	68.5	97.0
DP	4.5	10.2	6.0	4.5	10.2
Min	62.1	36.1	57.8	36.1	62.1
1º Quartil	88.1	61.8	96.3	61.8	96.3
Mediana	90.5	67.5	99.4	68.5	97.0
3º Quartil	93.0	75.0	100.0	75.0	100.0
Max	96.8	100.0	100.0	96.8	100.0

A Figura 13 mostra como, para cada modelo, se distribuem os centros de saúde pelos intervalos de poupança potencial. Esta figura indica claramente uma diferença entre os modelos F e H, e o modelo S. As distribuições dos modelos F e H são marcadamente enviesadas para a esquerda, e a distribuição do modelo S parece ser normalmente distribuída. Além disso, a classe modal da distribuição do modelo H é 0-5%, a classe modal da distribuição do modelo F é 5-10%, e a classe modal da distribuição do modelo S é 30-35%. Depois, os modelos H e F apontam para o facto de a maioria dos centros de saúde ser eficiente, ou estar perto de o ser. O modelo H estima mesmo que 80% dos centros de saúde pertencem à classe 0%-5%.

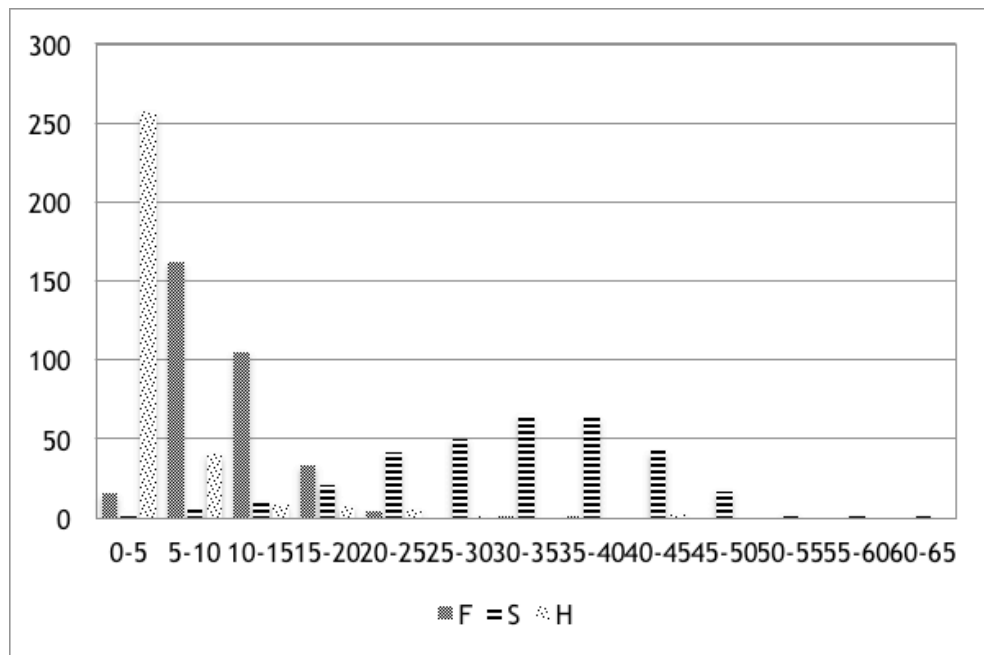


Figura 13: Histograma dos centros de saúde por intervalos de poupança potencial, Cobb-Douglas

A Tabela 52 conta as frequências absolutas dos centros de saúde por intervalos de poupança potencial.

Tabela 52: Frequências absolutas dos centros de saúde por intervalos de poupança potencial, Cobb-Douglas

Intervalos de poupança (%)	F	S	H
0-5	15	3	257
5-10	162	5	40
10-15	105	10	8
15-20	33	21	7
20-25	4	41	5
25-30	0	50	1
30-35	1	65	0
35-40	1	63	0
40-45	0	42	2
45-50	0	17	0
50-55	0	2	0
55-60	0	1	0
60-65	0	1	0

Submetemos as estimativas de poupança potencial ao teste W de Shapiro-Wilk. Rejeitamos as hipóteses nulas que as estimativas de poupança potencial dos modelos F e S são normalmente distribuídas mas não rejeitamos, ao nível de 5%, a hipótese nula que as estimativas do modelo S seguem uma distribuição normal. A Tabela 53 mostra as estatísticas de teste.

Tabela 53: Centros de saúde - Teste W de Shapiro-Wilk (H_0 : a variável segue uma distribuição Normal), Cobb-Douglas

Variáveis	N.º de obs.	W	V	z	Pr>z	H_0
F	321	0.8968	23.359	7.420	0.0000	Rejeitar
S	321	0.9900	2.265	1.926	0.0271	$\alpha=?$
H	320	0.6431	80.510	10.333	0.0000	Rejeitar

Vemos agora como mudam as estimativas individuais de poupança potencial quando mudamos de modelo. A Tabela B. 1, que se encontra no Anexo B, mostra as estimativas individuais de poupança potencial dos centros de saúde e a Tabela 54 mostra as estatísticas descritivas da diferença, em valor absoluto, que há entre as estimativas individuais, de um mesmo centro de saúde, quando passamos de um modelo para o outro. Passar do modelo F para o modelo S representa ter estimativas de um mesmo centro de saúde que, entre elas, são diferentes entre 0.3 e 32 pontos percentuais, sendo a diferença média igual a 22 pontos percentuais. Depois, passar do modelo F para o modelo H representa ter estimativas de um mesmo centro de saúde que, entre elas, são diferentes entre 0.1 e 19 pontos percentuais, sendo a diferença média igual a 8 pontos percentuais. Finalmente, passar do modelo S para o modelo H representa ter estimativas de um mesmo centro de saúde que, entre elas, são diferentes entre 3 e 50 pontos percentuais, sendo a diferença média igual a 29 pontos percentuais. Podemos afirmar que estas diferenças são significativas.

Tabela 54: Centros de saúde - Estatísticas descritivas da diferença em valor absoluto entre as estimativas individuais de poupança potencial (%), Cobb-Douglas

Estatísticas	F-S	F-H	S-H
Média	21.5	7.5	28.6
DP	6.3	4.3	9.9
Min	0.3	0.1	2.5
1º Quartil	17.5	4.4	22.0
Mediana	22.4	7.2	28.5
3º Quartil	26.4	10.4	36.3
Max	31.9	19.3	49.8

A Tabela B. 2 ordena os centros de saúde em função das estimativas individuais de eficiência. A discussão em torno da Tabela B. 2 é qualitativamente idêntica à do parágrafo anterior, i.e. as diferenças são grandes quando mudamos de um modelo para o outro. Gostaríamos ainda de referir que, no modelo H, 104 centros de saúde partilham o 1º lugar do ranking. Isto contrasta enormemente com os modelos F e S, que têm apenas um único centro de saúde no 1º lugar do ranking.

A Tabela 55 mostra os coeficientes de correlação de Spearman das estimativas individuais de poupança. Apenas o coeficiente de correlação entre as distribuições F e S é estatisticamente significativo ao nível de 1%, e este é igual a 94%.

Tabela 55: Centros de saúde - Correlações de Spearman, Cobb-Douglas

	F	S	H
F	1.000		
S	0.9444***	1.000	
H	0.0847	-0.1029	1.000

Depois, submetemos os pares de estimativas ao teste de sinal-ordenação de Wilcoxon.³¹ Rejeitamos as hipóteses nulas que as distribuições são iguais. A Tabela 56 mostra as estatísticas de teste.

Tabela 56: Centros de saúde - Teste de sinal-ordenação de Wilcoxon (H_0 : as duas distribuições são iguais), Cobb-Douglas

Variáveis	N.º de obs.			Soma das categorias			z	Pr> z	H_0
	+	-	0	+	-	0			
F-S	3	318	0	9	51,672	0	-15.523	0.0000	Rejeitar
F-H	293	26	1	50,104	1,255	1	14.746	0.0000	Rejeitar
S-H	318	2	0	51,353.5	6.5	0	15.500	0.0000	Rejeitar

No seu conjunto, os resultados sugerem que as distribuições das estimativas de eficiência dos modelos F, S, e H são significativamente diferentes. Concluimos por isso que são diferentes e

³¹ Para sermos completos, não fazemos o teste t para amostras emparelhadas porque existe evidência empírica que permite concluir que, pelo menos, uma parte das estimativas individuais de eficiência não segue uma distribuição normal.

que as conclusões sobre a eficiência dos centros de saúde, e do próprio sistema de saúde, são sensíveis às técnicas de medida utilizadas.

7.2.1.2. Translog

A Tabela 57 mostra os resultados da estimação da função translog.

Tabela 57: Centros de saúde - Resultados da estimação, Translog

P	Variáveis	F		S		H	
		Coeficientes	EP	Coeficientes	EP	Coeficientes	EP
α_0	Constante	-45.5067*	26.1356	5.1609***	1.4740	-34.8205	25.8402
α	$\ln q$	3.2920**	1.6545	0.8100*	0.4769	3.3913**	1.6133
β	$\ln \omega$	82.8887	53.0506	0.1973	0.5946	56.3797	52.0960
θ	$\ln \bar{k}$	-0.7144	1.8422	-0.0672	0.4427	-0.3620	1.7873
α_{11}	$0.5 \ln q \ln q$	-0.0772	0.0997	-0.1124	0.0993	-0.1396	0.0973
β_{11}	$0.5 \ln \omega \ln \omega$	-58.2012	54.6499	1.3932***	0.1820	-32.4350	53.4163
θ_{11}	$0.5 \ln \bar{k} \ln \bar{k}$	-0.1156	0.1039	-0.1034	0.1051	-0.1707*	0.1016
φ_{11}	$\ln q \ln \omega$	-2.9345*	1.6806	-0.0181**	0.0082	-2.5849	1.6464
δ_{11}	$\ln \omega \ln \bar{k}$	0.8395	1.8385	-0.0211**	0.0087	0.5552	1.7811
η_{11}	$\ln q \ln \bar{k}$	0.1166	0.0926	0.1233	0.0934	0.1516*	0.0904
	$\ln \sigma_v^2$	-4.4503***	0.2211			-4.2099***	0.1140
	$\ln \sigma_u^2$	-3.9977***	0.4058				
	Constante					-3.7581***	1.2754
δ_1	cs_km^2					35.8549	24.5274
δ_2	dim					-0.0006	0.0004
δ_3	nao					0.0012	0.0008
δ_4	enf_med					1.1384*	0.6618
	σ_v	0.1080	0.0119			0.1218	0.0069
	σ_u	0.1355	0.0275				
	σ_ϵ^2	0.0300	0.0055				
	Log-likelihood, R^2	187.7908		0.9648		201.5556	
	N.º de obs.	321		321		320	

Observamos que o número de estimativas estatisticamente significativas é globalmente baixo, e que as estimativas dos coeficientes de output e do rácio dos preços dos fatores apresentam os sinais esperados. A estimativa do coeficiente do stock de capital não tem o sinal esperado em nenhum modelo.

No modelo F, entre as 10 estimativas dos coeficientes da função translog, só 2 estimativas são estatisticamente significativas ao nível de 10%. Além disso, as estimativas das variâncias de v e de u são estatisticamente significativas ao nível de 1%.

No modelo S, entre as 10 estimativas dos coeficientes da função translog, 5 estimativas são estatisticamente significativas ao nível de 10%. Entre estas, 1 é estatisticamente significativa ao nível de 10%, 2 são estatisticamente significativas ao nível de 5%, e as outras 2 são estatisticamente significativas ao nível de 1%.

No modelo H, entre as 10 estimativas dos coeficientes da função translog, 4 estimativas são estatisticamente significativas ao nível de 10%. Entre estas, 2 são estatisticamente significativas ao nível de 10%, 1 é estatisticamente significativa ao nível de 5%, e 1 é estatisticamente significativa ao nível de 1%. Depois, entre as 5 estimativas dos coeficientes da variância de u , 2 são estatisticamente significativas ao nível de 10%. 1 coeficiente é estatisticamente significativo ao nível de 10%, e a estimativa da constante é estatisticamente significativa ao nível de 1%. É de referir também que a estimativa da variância de v é estatisticamente significativa ao nível de 1%.

Finalmente, observamos que as estimativas dos coeficientes diferem substancialmente de um modelo para o outro.

A Tabela 58 apresenta as estatísticas descritivas das estimativas de eficiência dos centros de saúde. Observamos que as estatísticas mudam muito de um modelo para o outro. A média é 64% no modelo S, 90% no modelo F, e 97% no modelo H. A mediana é 63% no modelo S, 91% no modelo F, e quase 100% no modelo H. O desvio-padrão é 5% no modelo F, 6% no modelo H, e 9% no modelo S. O mínimo é 31% no modelo S, 59% no modelo H, e 62% no modelo F. O 1º quartil é 59% no modelo S, 88% no modelo F, e 96% no modelo H. O 3º quartil é 70% no modelo S, 93% no modelo F, e 100% no modelo H.

Tabela 58: Estatísticas descritivas dos indicadores de eficiência dos centros de saúde (%), Translog

Estatísticas	F	S	H	Min	Max
Média	89.7	64.4	97.0	64.4	97.0
DP	4.5	8.8	5.6	4.5	8.8
Min	62.1	31.4	59.4	31.4	62.1
1º Quartil	87.7	58.9	96.3	58.9	96.3
Mediana	90.5	63.3	99.5	63.3	99.5
3º Quartil	92.9	69.5	100.0	69.5	100.0
Max	96.7	100.0	100.0	96.7	100.0

A Figura 14 mostra as distribuições dos centros de saúde por intervalos de poupança potencial. Observamos uma nítida diferença entre as distribuições dos modelos F e H, e a distribuição do modelo S. As distribuições dos modelos F e H são enviesadas para a esquerda e a distribuição do modelo S tem um formato que se assemelha a uma distribuição normal. Depois, vemos que 0%-5% é a classe modal da distribuição H, 5%-10% é a classe modal da distribuição F, e 35%-40% é a classe modal da distribuição S. Na distribuição H, 80% dos centros de saúde pertencem à classe 0%-5%. No modelo F, 50% dos centros de saúde pertencem à classe 5%-10%. No modelo S, a maioria dos centros de saúde está nas classes 30%-35%, 35%-40%, e 40%-45%. Vemos portanto que os modelos chegam a conclusões diferentes. O modelo H estima que 80% dos centros de saúde são eficientes. O modelo F estima que 50% dos centros de saúde atuam perto das suas respetivas funções custos mas mais longe do que o modelo H estima. O modelo S estima que muito poucos centros de saúde

são eficientes e que, para a maioria, é possível poupar entre 30% e 45% da sua despesa e, ainda assim, manter os níveis de produção observados. A Tabela 59 mostra exatamente quantos centros de saúde há em cada classe.

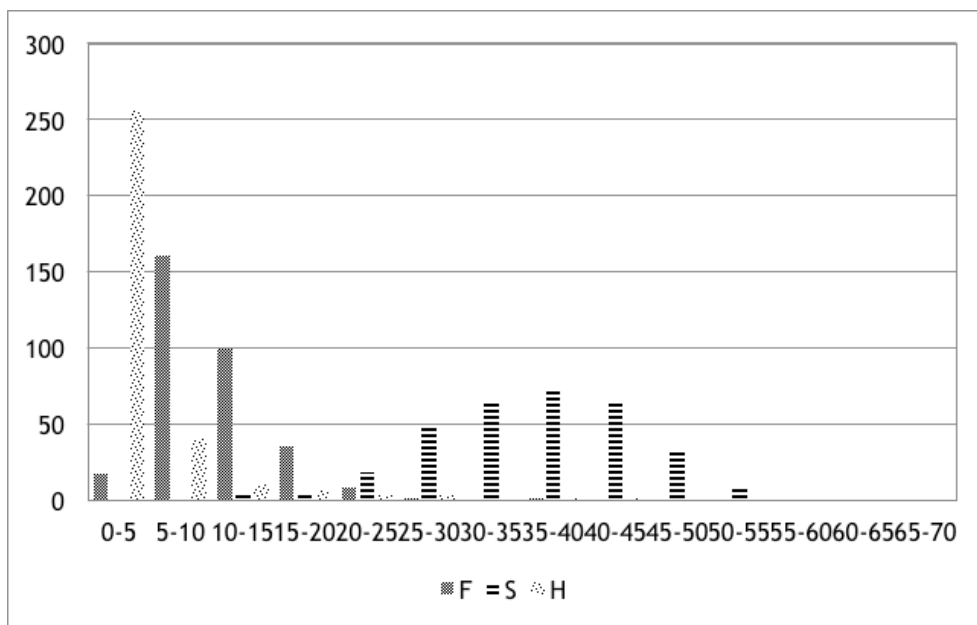


Figura 14: Histograma dos centros de saúde por intervalos de poupança potencial, Translog

Tabela 59: Frequências absolutas dos centros de saúde por intervalos de poupança potencial, Translog

Intervalo de poupança (%)	F	S	H
0-5	17	1	256
5-10	160	1	40
10-15	99	5	10
15-20	35	5	6
20-25	8	18	3
25-30	1	47	3
30-35	0	64	0
35-40	1	73	1
40-45	0	65	1
45-50	0	31	0
50-55	0	9	0
55-60	0	0	0
60-65	0	1	0
65-70	0	1	0

Submetemos as estimativas individuais de poupança potencial ao teste W de Shapiro-Wilk. Rejeitamos sempre as hipóteses nulas que as estimativas individuais de poupança potencial seguem distribuições normais. Pelo que vimos graficamente, este resultado era nitidamente expectável para as distribuições F e H. A Tabela 60 apresenta as estatísticas de teste.

Tabela 60: Centros de saúde - Teste W de Shapiro-Wilk (H_0 : a variável segue uma distribuição Normal), Translog

Variáveis	N.º de obs.	W	V	z	Pr>z	H_0
F	321	0.9052	21.438	7.218	0.0000	Rejeitar
S	321	0.9842	3.568	2.995	0.0014	Rejeitar
H	320	0.6468	79.684	10.309	0.0000	Rejeitar

A Tabela B. 3 mostra as estimativas individuais de poupança potencial dos centros de saúde e a Tabela 61 mostra quão grandes são os saltos nos valores quando mudamos de um modelo para o outro. Passar do modelo F para o modelo S traduz-se em ter diferenças entre as estimativas individuais de um mesmo centro de saúde que vão de 4 a 33 pontos percentuais, sendo a diferença média de 25 pontos percentuais. Ao passar do modelo F para o modelo H, as estimativas podem ser praticamente iguais, mas também pode suceder que a diferença seja grande. A diferença tanto pode praticamente ser nula como pode chegar aos 21 pontos percentuais, sendo a média igual a 8 pontos percentuais. Finalmente, quando passamos do modelo S para o modelo H, a diferença entre as estimativas é de pelo menos 4 pontos percentuais mas pode até ultrapassar os 51 pontos percentuais, sendo a diferença média igual a 33 pontos percentuais.

Tabela 61: Centros de saúde - Estatísticas descritivas da diferença em valor absoluto das estimativas individuais de poupança potencial (%), Translog

Estatísticas	F-S	F-H	S-H
Média	25.3	7.7	32.6
DP	4.9	4.5	8.6
Min	3.6	0.1	3.7
1º Quartil	23.2	4.6	26.8
Mediana	26.8	7.3	33.0
3º Quartil	29.0	10.9	38.8
Max	32.6	21.3	51.2

A Tabela B. 4 mostra os rankings de eficiência dos centros de saúde. Vemos que, no modelo H, 112 centros de saúde partilham o 1º lugar do ranking. Isto contrasta significativamente com os modelos F e S que têm um único centro de saúde no 1º lugar do ranking.

A Tabela 62 mostra os coeficientes de correlação de Spearman das estimativas individuais de poupança potencial. O coeficiente de correlação das distribuições F e S é estatisticamente significativo ao nível de 1%, e tem o valor elevado de 98%. Este é o único coeficiente de correlação estatisticamente significativo.

Tabela 62: Centros de saúde - Correlações de Spearman, Translog

	F	S	H
F	1.000		
S	0.9789***	1.000	
H	0.0798	0.0607	1.000

Por último, submetemos os pares de estimativas individuais ao teste de sinal-ordenação de Wilcoxon. Rejeitamos sempre as hipóteses nulas que as distribuições são iguais. A Tabela 63 mostra as estatísticas de teste.

Tabela 63: Centros de saúde - Teste de sinal-ordenação de Wilcoxon (H_0 : as duas distribuições são iguais), Translog

Variáveis	N.º de obs.			Soma das categorias			z	Pr> z	H_0
	+	-	0	+	-	0			
F-S	1	320	0	1	51,680	0	-15.528	0.0000	Rejeitar
F-H	292	28	0	50,027	1,333	0	14.699	0.0000	Rejeitar
S-H	319	1	0	51,358	2	0	15.503	0.0000	Rejeitar

Estes resultados mostram quão diferentes são as distribuições das estimativas individuais de poupança potencial. Concluimos por isso que elas são diferentes, e que as conclusões sobre a eficiência são sensíveis às técnicas de medida utilizadas.

7.2.1.3. Cobb-Douglas e Translog

Para cada modelo, começamos por averiguar que tecnologia se ajusta melhor aos dados dos centros de saúde da amostra. Para este efeito, usamos o teste de Wald e o teste LR.

Neste trabalho, usamos o teste de Wald para testar a hipótese nula de todos os coeficientes da função translog que não existem na função Cobb-Douglas serem simultaneamente iguais a zero, e usamos o teste LR para testar a hipótese nula de o modelo Cobb-Douglas ser um caso particular do modelo translog.

De acordo com os resultados do teste de Wald, tratando-se dos modelos F e H, rejeitamos a hipótese nula de todos os coeficientes da função translog que não existem na função Cobb-Douglas serem em conjunto iguais a zero ao nível de significância de 5% mas não rejeitamos esta hipótese nula ao nível de significância de 1%. Tratando-se do modelo S, rejeitamos a hipótese nula de todos os coeficientes da função translog que não existem na função Cobb-Douglas serem em conjunto iguais a zero ao nível de significância de 1%.

De acordo com os resultados do teste LR, no caso dos modelos F e H, rejeitamos a hipótese nula de o modelo Cobb-Douglas ser um caso particular do modelo translog ao nível de 5% mas não rejeitamos esta hipótese nula ao nível de significância de 1%.

O teste LR não foi realizado com o modelo S. O teste LR apenas pode ser utilizado quando os modelos restrito e irrestrito são estimados através do método da máxima verosimilhança e isto não aconteceu com o modelo S. O modelo S não foi estimado através do método da máxima verosimilhança.

Estes resultados permitem concluir que a tecnologia translog se ajusta melhor aos dados da amostra do que a tecnologia Cobb-Douglas ao nível de significância de 5%.

Se formos mais exigentes e considerarmos designadamente o nível de significância de 1%, não podemos retirar nenhuma conclusão genérica porque, independentemente de se tratar do teste de Wald ou do teste LR, nos modelos F e H, não podemos rejeitar a hipótese nula de a função Cobb-Douglas se ajustar melhor aos dados da amostra do que a função translog.

A Tabela 64 apresenta os resultados do teste de Wald e do teste LR. Colocou-se um X sempre que o teste LR não pôde ser realizado.

Tabela 64: Centros de saúde - Teste de Wald e teste LR

Modelos	Teste de Wald			Teste LR		
	χ^2	$Pr>\chi^2$	H ₀	χ^2	$Pr>\chi^2$	H ₀
F	16.06	0.0134	$\alpha=?$	15.58	0.0162	$\alpha=?$
S	160.59	0.0000	Rejeitar	X	X	X
H	13.16	0.0406	$\alpha=?$	13.04	0.0425	$\alpha=?$

A Tabela 65 junta a informação da Tabela 51 e da Tabela 58 para facilitar a leitura das alterações que acontecem nas estatísticas descritas das estimativas de eficiência quando passamos da função Cobb-Douglas para a função translog.

Tabela 65: Estatísticas descritivas dos indicadores de eficiência dos centros de saúde (%), Cobb-Douglas e Translog

Estatísticas	F		S		H	
	CD	T	CD	T	CD	T
Média	90.0	89.7	68.5	64.4	97.0	97.0
DP	4.5	4.5	10.2	8.8	6.0	5.6
Min	62.1	62.1	36.1	31.4	57.8	59.4
1º Quartil	88.1	87.7	61.8	58.9	96.3	96.3
Mediana	90.5	90.5	67.5	63.3	99.4	99.5
3º Quartil	93.0	92.9	75.0	69.5	100.0	100.0
Max	96.8	96.7	100.0	100.0	100.0	100.0

As estatísticas descritivas, provenientes de uma e da outra função, são praticamente idênticas nos modelos F e H, e são parecidas no modelo S. No modelo F, se arredondarmos as estatísticas à unidade, vemos que elas são iguais com uma e com a outra tecnologia. No modelo H, isto também acontece, com exceção da mediana, que é 99% com a função Cobb-Douglas e 100% com a função translog. Os valores mudam um pouco no modelo S onde a diferença entre as estatísticas é, por várias vezes, de 5 pontos percentuais. A média é 69% com a função Cobb-Douglas e 64% com a função translog. O mínimo é 36% e 31%. O 3º quartil é 75% e 70%. A diferença entre as outras estatísticas descritivas é sempre inferior a 5 pontos percentuais. O desvio-padrão é 10% e 9%. O 1º quartil é 62% e 59%.

A Figura 15, a Figura 16 e a Figura 17 mostram as distribuições dos centros de saúde por intervalos de poupança potencial que as funções Cobb-Douglas e translog originam no contexto dos modelos. Vemos que a distribuição oriunda da função Cobb-Douglas e a distribuição oriunda da função translog são praticamente idênticas nos modelos F e H, e que têm um formato aproximado no modelo S. Além disso, a classe modal da distribuição oriunda da função Cobb-Douglas e a classe modal da distribuição oriunda da função translog coincidem nos modelos F e H. Isto não acontece no modelo S.

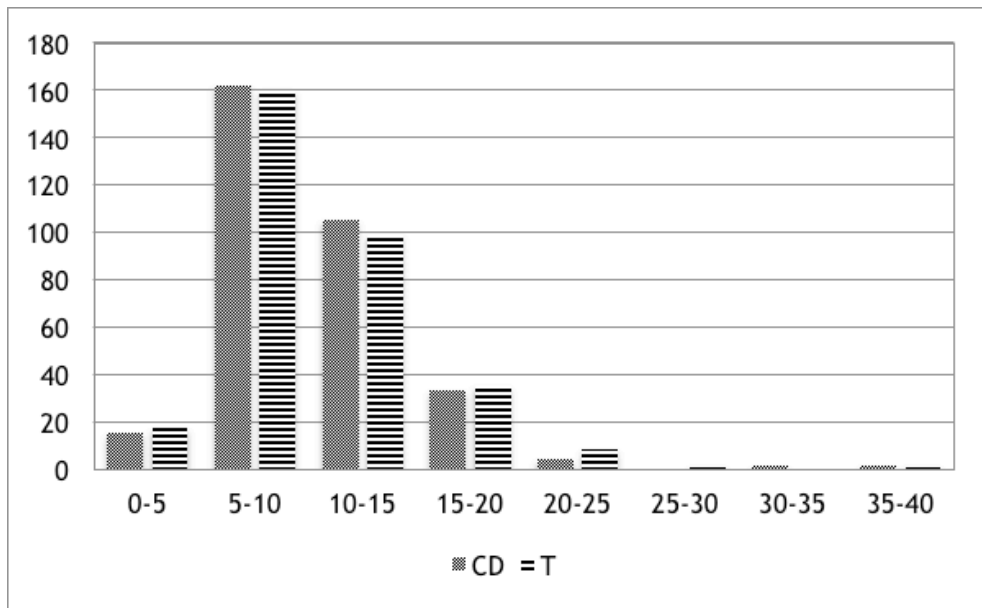


Figura 15: Histograma dos centros de saúde por intervalos de poupança potencial, F

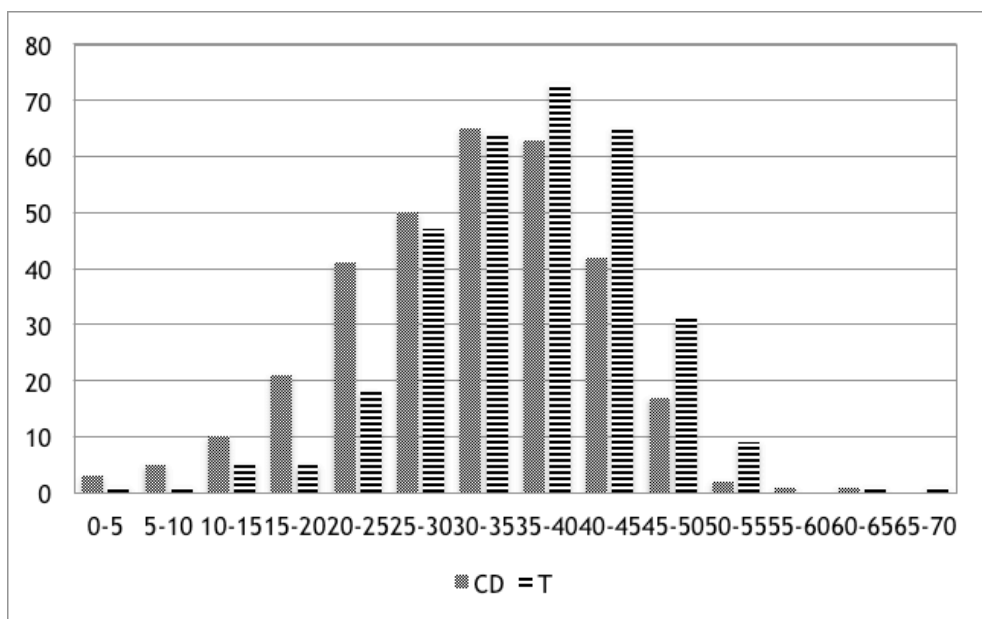


Figura 16: Histograma dos centros de saúde por intervalos de poupança potencial, S

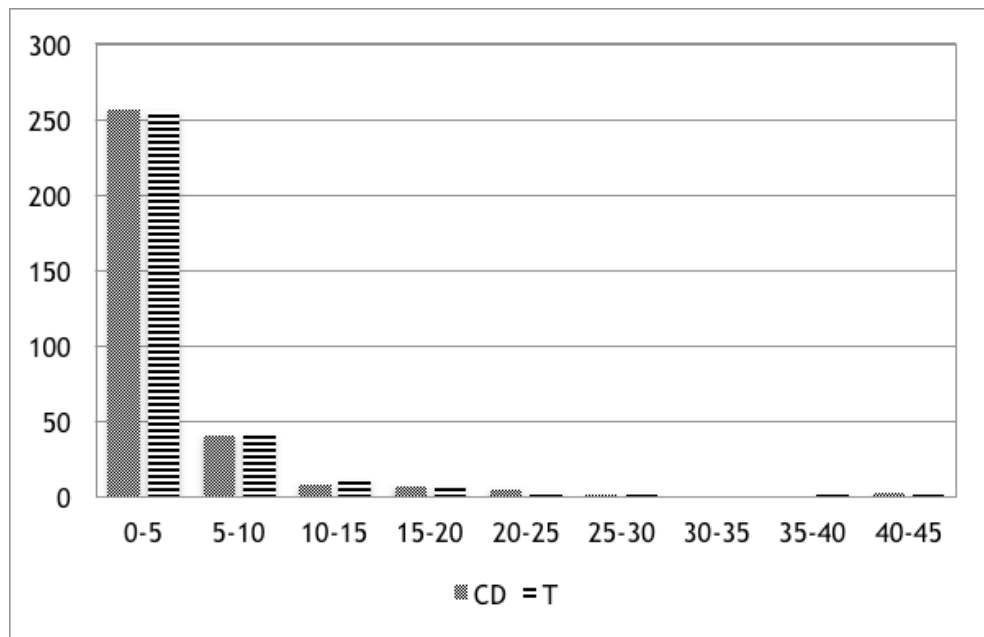


Figura 17: Histograma dos centros de saúde por intervalos de poupança potencial, H

A Tabela 66 mostra quão expressivas são as diferenças das estimativas individuais quando mudamos de tecnologia. Vemos que a estimativas da função Cobb-Douglas e a estimativa da função translog podem ser iguais ou que a diferença ente elas pode chegar aos 6 pontos percentuais no modelo H, 10 pontos percentuais no modelo F, e 19 pontos percentuais no modelo S. A média das diferenças, em valor absoluto, é igual a 0.3 pontos percentuais no modelo H, 0.7 pontos percentuais no modelo F, e 4.3 pontos percentuais no modelo S.

Tabela 66: Centros de saúde - Estatísticas descritivas das estimativas individuais de poupança potencial e da diferença em valor absoluto entre elas (%), Cobb-Douglas e Translog

Estatísticas	F			S			H		
	CD	T	\Delta	CD	T	\Delta	CD	T	\Delta
Média	10.0	10.3	0.7	31.5	35.6	4.3	3.0	3.0	0.3
DP	4.2	4.5	0.9	9.9	8.8	3.0	5.5	5.6	0.6
Min	3.2	3.3	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
1º Quartil	7.0	7.1	0.2	25.0	30.5	2.0	0.0	0.0	0.0
Mediana	9.5	9.5	0.5	32.5	36.7	3.9	0.6	0.5	0.1
3º Quartil	11.9	12.3	0.9	38.2	41.1	6.1	3.7	3.7	0.2
Max	37.9	37.9	10.0	63.9	68.6	18.8	42.2	40.6	5.6

A Tabela 67 mostra os coeficientes de correlação de Spearman para cada par de estimativas individuais. Vemos que todos os coeficientes de correlação são estatisticamente significativos ao nível de 1%, e que têm valores elevados. O coeficiente de correlação das distribuições do modelo H é 98% e é o mais elevado. Vêm depois o coeficiente de correlação das distribuições do modelo F, que é 96%, e o coeficiente de correlação das distribuições do modelo S, que é 93%.

Tabela 67: Centros de saúde - Correlações de Spearman, Cobb-Douglas e Translog

	F	S	H
F	0.9550***		
S		0.9299***	
H			0.9839***

Pensamos que estes valores são consistentes com tudo o que observámos e discutimos acima. Até aqui, tudo parece apontar para que concluamos que as distribuições oriundas das funções Cobb-Douglas e translog são iguais no contexto dos modelos F e H. Ainda que também sejam grandes, as semelhanças entre as distribuições do modelo S são menos evidentes. No entanto, depois de submetermos os pares das estimativas individuais de poupança potencial ao teste de sinal-ordenação de Wilcoxon, rejeitamos as hipóteses nulas que as distribuições são iguais. A Tabela 68 apresenta os resultados dos testes.

Tabela 68: Centros de saúde - Teste de sinal-ordenação de Wilcoxon (H_0 : as duas distribuições são iguais), Cobb-Douglas e Translog

Variáveis	N.º de obs.			Soma das categorias			z	Pr> z	H_0
	+	-	0	+	-	0			
F-F	122	181	18	18,838.5	32,671.5	171	-4.158	0.0000	Rejeitar
S-S	20	297	4	1,102.5	50,568.5	10	-14.863	0.0000	Rejeitar
H-H	126	40	154	28,603	10,822	11,935	5.696	0.0000	Rejeitar

Assim, apesar das semelhanças, sobretudo entre as distribuições das estimativas de poupança potencial do modelo H e do modelo F, existe evidência estatística que permite concluir que as distribuições não são iguais, pelo que concluímos que a escolha da tecnologia influencia as estimativas de eficiência.

7.2.2. Indicadores de eficiência global e ganhos para o SNS

A Tabela 69 apresenta os mínimos e os máximos das estatísticas descritivas das estimativas de eficiência provenientes da função Cobb-Douglas e da função translog. A Tabela B. 5 mostra os intervalos de variação das estimativas individuais de poupança potencial calculadas com uma e com a outra tecnologia.

Tabela 69: Estatísticas descritivas dos valores extremos dos indicadores de eficiência dos centros de saúde (%), Cobb-Douglas e Translog

Estatísticas	CD		T		CD-T	
	Min	Max	Min	Min	Max	Min
Média	68.5	97.0	67.4	76.4	67.4	97.0
DP	4.5	10.2	10.7	11.8	4.5	11.8
Min	36.1	62.1	41.4	51.2	36.1	62.1
1º Quartil	61.8	96.3	59.5	70.6	59.5	96.3
Mediana	68.5	97.0	67.3	77.0	67.3	97.0
3º Quartil	75.0	100.0	71.7	83.0	71.7	100.0
Max	96.8	100.0	96.9	100.0	96.8	100.0

Pensamos que estas tabelas são úteis porque permitem quantificar o desperdício e ver que há mais desperdício nuns centros de saúde do que noutros. Além disso, se as diferentes hipóteses gerarem estimativas suficientemente diferentes, estas tabelas dão-nos o intervalo de variação ao qual pertencerá seguramente o nível real de eficiência. Estas tabelas permitem-nos por isso confiar nos resultados e, por esta razão, também são úteis. Por exemplo, sabemos que o indicador global de eficiência dos centros de saúde está, com certeza, no intervalo 67%-97%.

A Tabela 70 mostra as médias das estimativas individuais da poupança potencial dos centros de saúde da amostra, em percentagem e em euros, o que é equivalente a dizer que a Tabela 70 mostra a estimativa da poupança potencial do centro de saúde médio, em percentagem e em euros. A Tabela 70 apresenta também a estimativa da poupança potencial global, i.e. se todos os centros de saúde passassem a atuar sobre a sua fronteira de eficiência.

Tabela 70: Média das estimativas individuais de poupança potencial dos centros de saúde, poupança potencial anual do centro de saúde médio, e poupança anual dos centros de saúde da amostra, Cobb-Douglas e Translog

Estatísticas	F		S		H		Min	Max
	CD	T	CD	T	CD	T		
Média (%)	10.0	10.3	31.5	35.6	3.0	3.0	3.0	35.6
Centro de saúde médio (M EUR)	0.7	0.7	2.1	2.4	0.2	0.2	0.2	2.4
Amostra (M EUR)	214.6	221.0	675.8	763.8	64.4	64.4	64.4	763.8

De acordo com a Tabela 70, em 2005, o centro de saúde médio da amostra poderia ter gasto menos, entre 3% e 36% da sua despesa, e ter produzido os cuidados de saúde que produziu efetivamente nesse ano. Isto equivale a dizer que, em 2005, o centro de saúde médio poderia ter gasto menos, entre 0.2 e 2.4 milhões de euros, e que o SNS poderia potencialmente ter poupado entre 64 e 764 milhões de euros.

A exagerada amplitude dos intervalos de poupança potencial do centro de saúde médio é bem reveladora da importância de se realizarem análises de sensibilidade aos resultados obtidos, mudando, designadamente, a modelização do termo da ineficiência e a tecnologia escolhida. Isto mostra bem que não se deve concluir absolutamente nada com base apenas na estimativa pontual resultante de um qualquer método de estimação.

8. Conclusões

8.1. Conclusões da investigação

Neste trabalho, quantificámos o desperdício, i.e. calculámos os indicadores globais de eficiência, do conjunto dos hospitais da amostra e do conjunto dos centros de saúde da amostra, e calculámos quanto é possível poupar, mantendo os níveis de prestação de cuidados de saúde do período sob observação, para o conjunto dos hospitais da amostra, para o conjunto dos centros de saúde da amostra, para cada hospital individualmente, e para cada centro de saúde individualmente.

Fizemo-lo utilizando metodologias alternativas para medir a eficiência, e adotando diferentes tecnologias, e concluímos que as estimativas de eficiência são sensíveis às técnicas de medida utilizadas. Esta conclusão coincide com a conclusão de (Street 2003), que usou dados de corte transversal para comparar as estimativas de eficiência provenientes de um modelo COLS e de dois modelos de fronteira estocástica. Além disso, concluímos também que as estimativas de eficiência são influenciadas pela tecnologia adotada, e que as estimativas de uma e da outra tecnologia não são estatisticamente iguais. Daqui resulta que, antes de retirar conclusões, os investigadores devem calcular as estimativas de eficiência através de diferentes metodologias de medida e comparar os resultados. Só assim se poderá confiar o suficiente nos resultados para que eles possam ter aplicabilidade prática.

Com os mínimos e os máximos das estimativas de eficiência, e das estimativas de poupança potencial dos hospitais e dos centros de saúde, construímos intervalos de variação das estimativas, dentro dos quais os verdadeiros valores da eficiência e os verdadeiros valores da poupança que é possível realizar se encontram necessariamente, se os métodos de medição da eficiência que utilizámos forem suficientemente diferentes entre eles.

Olhando especificamente para as estimativas de poupança potencial das organizações de saúde, o limite inferior dos intervalos diz-nos qual é o valor mínimo da poupança que é efetivamente possível realizar, e o limite superior dos intervalos diz-nos qual é o valor a partir do qual cortes orçamentais implicam necessariamente cortar na prestação de cuidados de saúde. A utilidade prática disto não é despendida.

Da leitura destas estimativas, concluímos que umas organizações de saúde são mais eficientes do que outras, e que as diferenças entre elas podem ser muito marcadas. Por exemplo, as estimativas da poupança potencial do Hospital de São Sebastião variam entre 0% e 5%, e as estimativas da poupança potencial do Hospital Pulido Valente variam entre 40% e 46%.

Naturalmente, quanto mais informação tivermos sobre o comportamento da ineficiência ou sobre o comportamento dos custos das organizações de saúde, tanto melhor, porque mais informação reduz a amplitude dos intervalos e, no limite, as estimativas passam a ser um único valor. Por informação, referimo-nos concretamente à informação sobre a distribuição da ineficiência, sobre a verificação do lema de Shephard, ou sobre a eventualidade de existir heteroscedasticidade entre as organizações.

Acessoriamente, apresentamos os rankings de eficiência dos hospitais e dos centros de saúde da amostra, ordenando-os dos mais eficientes aos menos eficientes.

O indicador global de eficiência dos hospitais da amostra pertence ao intervalo 67%-76%. O indicador global de eficiência dos centros de saúde da amostra pertence ao intervalo 67%-97%. Estas são respetivamente as frações dos custos observados que o conjunto dos hospitais da amostra, e o conjunto dos centros de saúde da amostra, teriam se os hospitais da amostra e os centros de saúde da amostra passassem a ser totalmente eficientes e a produzir sobre as suas respetivas funções custo.

O indicador global de eficiência dos hospitais da amostra coloca os hospitais da amostra no meio de uma tabela de hospitais internacionais ordenados em função dos valores dos seus indicadores globais de eficiência.

Os hospitais localizados, por ordem alfabética, na Alemanha, nos Estados Unidos da América, na Finlândia, ou na Suíça, têm indicadores globais de eficiência iguais ou superiores a 80%, e em alguns casos, até acima dos 90% (Farsi & Filippini 2008; Herr 2008; Frohloff 2007; Deily & McKay 2006; Folland & Hofler 2001; Rosko 2001; Linna 1998). Os hospitais ingleses também têm um indicador global de eficiência superior a 80% quando a eficiência é medida através dos modelos de fronteira estocástica (Street 2003).

No grupo dos hospitais da amostra, estão os hospitais espanhóis e os hospitais ingleses quando a eficiência dos hospitais ingleses é medida através da metodologia COLS (García Prieto 2003; Street 2003; Wagstaff & López 1996). (Wagstaff & López 1996) usaram uma amostra de 43 hospitais públicos e privados, com dados do período 1998-1991, e concluíram que o indicador de eficiência global dos hospitais espanhóis da amostra é igual a 56%. (García Prieto 2003) usou uma amostra de 67 hospitais públicos, com dados de 1995, e concluiu que o indicador de eficiência global dos hospitais espanhóis é igual a 68%. (Street 2003) usou uma amostra de 226 hospitais públicos, com dados do período 1995-1996, e concluiu que, quando a eficiência é medida através da metodologia COLS, o indicador global de eficiência dos hospitais ingleses é igual a 69%.

Abaixo dos hospitais da amostra, dos hospitais espanhóis e dos hospitais ingleses, estão os hospitais indianos, que têm indicadores globais de eficiência iguais a 40% e 53%, dependendo de a amostra ser unicamente constituída por hospitais públicos, ou de ela ser constituída por hospitais públicos e privados (Mathiyazhgan 2006).

Dito isto, recomenda-se precaução nas comparações entre estudos. Estes índices de eficiência “refletem a dispersão intra-amostral e não podem dizer nada sobre a maior eficiência relativa de uma amostra em comparação com outra” (Puig-Junoy & Ortún 2004).

Se, no período entre 2002 e 2006, o hospital médio da amostra tivesse sido totalmente eficiente, ele teria gasto menos entre 24% e 33% do seu orçamento anual, i.e. entre 10.3 e 14.2 milhões de euros, sem reduzir o seu nível de prestação de cuidados de saúde. Depois, se em vez de olharmos para a poupança suscetível de ser conseguida para um determinado nível de produção, olharmos para o aumento de produção que é suscetível de ser conseguido para um determinado nível de despesa, vemos que, para o nível observado de despesa, o hospital médio poderia aumentar a sua produção anual em mais entre 26% e 35%. Dito isto, não é líquido que todo o aumento de produção pudesse ser realizado se, ao mesmo tempo, não fosse possível reduzir a demora média dos doentes internados e, ou, aumentar a taxa de ocupação, ou até mesmo o número de camas.

Além disso, se, no ano de 2005, o centro de saúde médio da amostra tivesse sido totalmente eficiente, ele teria gasto menos entre 3% e 36% da sua despesa, i.e. entre 0.2 e 2.4 milhões de euros, sem reduzir o nível de prestação de cuidados de saúde.

Olhando para a globalidade da amostra dos hospitais, a poupança anual para o sistema público de saúde português teria sido igual a entre 2.6 e 3.6 mil milhões de euros se todos os hospitais da amostra tivessem produzido cuidados de saúde sobre as suas respetivas funções de custo. Ao longo de todo o período entre 2002 e 2006, i.e. durante os cinco anos sob observação, o sistema público de saúde português teria poupado entre 13 e 18 mil milhões de euros. Este valor corresponde a 1.6 e 2.3 vezes as transferências do Orçamento de Estado de 2016 para o SNS, que se prevê que sejam iguais a 7.9 mil milhões de euros (Ministério da Saúde 2016).

Olhando para a globalidade da amostra dos centros de saúde, a poupança anual para o sistema público de saúde português teria sido igual a entre 64 e 764 milhões de euros.

Concluimos portanto que se, no período sob observação, todos os hospitais da amostra e todos os centros de saúde da amostra tivessem sido totalmente eficientes, teria sido possível prestar os cuidados de saúde que se prestou, e ainda poupar anualmente entre 2.7 e 4.4 mil milhões de euros.

A despesa observada anual por, no período entre 2002 e 2006, todos os hospitais da amostra terem prestado o conjunto de cuidados de saúde, que eles prestaram efetivamente, foi igual a 11.1 mil milhões de euros. A despesa observada anual por, no ano de 2005, todos os centros de saúde da amostra terem prestado o conjunto de cuidados de saúde, que eles prestaram efetivamente, foi igual a 2.2 mil milhões de euros. Concluímos portanto que, se todos os hospitais da amostra e todos os centros de saúde da amostra forem totalmente eficientes, o custo mínimo de prestar anualmente a totalidade dos cuidados de saúde que, nos períodos sob observação, as organizações de saúde da amostra prestaram efetivamente, é igual a entre 8.9 e 10.6 mil milhões de euros.

Além disso, observámos deseconomias de escala no hospital médio que tem 284 camas. As elasticidades de escala de longo prazo não estão longe de 1 e, por isso, dissemos que os efeitos de escala não são expressivos e que o hospital médio está perto da sua dimensão ótima. Concluímos por isso que, para a taxa de ocupação observada de 79.4%, a dimensão ótima do hospital médio é da ordem das 250 camas.

Depois, do ponto de vista dos custos médios, nem sempre é bom agrupar os hospitais. Só existe vantagem em fazê-lo até ao ponto em que a soma das suas dimensões individuais é inferior à dimensão para a qual existem deseconomias de escala.

Por esta razão, concluímos que é prejudicial agrupar hospitais quando a soma das dimensões individuais dos hospitais é igual ou superior a 284 camas, mas que é vantajoso fazê-lo se a soma das dimensões individuais dos hospitais é da ordem das 250 camas.

Este resultado coincide com os resultados da literatura que estudou a dimensão ótima dos hospitais públicos portugueses e com os resultados da literatura internacional.

As estimativas da dimensão ótima dos hospitais públicos portugueses situam-se entre as 215 e as 363 camas (Azevedo & Mateus 2014a; Fortuna 2009; Lima 2003; Carreira 1999; Paiva 1993). A literatura internacional estima que a dimensão ótima dos hospitais se deve situar entre as 200 e as 400 camas (Kristensen et al. 2008; Posnett 1999; Dranove 1998), ou se encontrar próxima disso (Preyra & Pink 2006b).

8.2. Limitações e futuras linhas de investigação

Neste trabalho, calculámos as estimativas de um possível aumento da produção, para um nível de despesa constante, decorrente da adoção de um comportamento totalmente eficiente por parte do hospital médio da amostra, assumindo que o custo médio de produção não mudaria ao longo da curva. Por outras palavras, fizemos as contas admitindo que,

graficamente, o ponto de produção saltaria para cima do ponto ótimo de produção sobre a função custo mas não fizemos as contas admitindo a possibilidade de o ponto de produção se deslocar ao longo da curva da função custo médio. Esta é uma limitação porque, geralmente, isto não é assim. Se houver economias de escala para explorar, o aumento da produção faz diminuir os custos médios, e os ganhos podem ainda ser maiores do que os que calculámos.

No futuro, poderia ser interessante fazer as contas para uma situação mista em que o nível de produção aumenta até a um determinado nível de taxa de ocupação dos doentes internados, e, ao mesmo tempo, reduzir o nível de despesa, tomando em consideração que o custo médio muda à medida que o nível de produção se altera. Esta situação corresponderia literalmente a uma situação em que é possível fazer mais com menos.

Um outro aspeto tem a ver com o facto de termos calculado as estimativas de eficiência de custo mas de não as termos decomposto em estimativas de eficiência técnica e estimativas de eficiência alocativa. Seria bom fazê-lo até para efeitos práticos. A ineficiência pode ser o resultado de uma má afetação dos recursos. Por exemplo, pode haver enfermeiros a mais para o número de médicos do quadro, ou vice-versa.

Caso existam dados disponíveis, poder-se-ia também ir mais longe ainda e medir a eficiência dos diferentes serviços hospitalares e determinar as causas que fazem com que uns serviços sejam mais eficientes do que os outros. Este diagnóstico possibilitaria acionar as medidas de gestão adequadas para que todos os serviços hospitalares pudessem ser igualmente eficientes.

Este trabalho é, entre outras coisas, a primeira tentativa de medir a eficiência dos centros de saúde portugueses, tal como eles eram em 2005. Do então para cá, as unidades de cuidados primários foram objeto de transformações diversas que levaram, designadamente à criação das USF dos tipos A e B. No futuro, poderia ser interessante averiguar como a eficiência das unidades de cuidados primários evoluiu ao longo do tempo, em particular por consequência da transformação das unidades de cuidados primários em USF e dos sistemas de incentivos ao trabalho que lhes estão associados. Além disso, poderia ser interessante conferir se os fatores externos exógenos que, segundo este trabalho, influenciam a eficiência das unidades de cuidados primários, continuam a exercer uma influência sob um diferente modelo de gestão.

Um outro aspeto sobre as unidades de cuidados primários sobre o qual poderá valer a pena debruçar-se é determinar a dimensão ótima das unidades de cuidados primários em Portugal. Tanto quanto sabemos, isto nunca foi feito.

Transversal a todas as unidades de saúde, sejam elas hospitais ou unidades de cuidados de saúde primários, é a limitação da utilização dos níveis de atividade para identificar o *output*. É fundamental que se meçam os resultados dos cuidados de saúde e não apenas a atividade

das unidades de saúde. Existe uma diferença considerável entre medir o produto intermédio, como, por exemplo, o número de doentes saídos e, ou, o número de consultas, e o produto final, que consiste na contribuição que os serviços de saúde tiveram para a melhoria do estado de saúde dos indivíduos. Deve capturar-se o efeito dos cuidados de saúde prestados sobre o estado de saúde dos utentes, no momento em que eles foram prestados e ao longo do tempo. A precisão necessária à medição do *output* de saúde ainda não foi satisfatoriamente tratada na literatura empírica sobre a eficiência das unidades de saúde.

Um dos aspetos que terá necessariamente de ser tomado em conta na medição do *output* de saúde é a qualidade dos cuidados de saúde prestados. Em todo este trabalho, discutiu-se a possibilidade de se conseguirem poupanças para um determinado nível de produção e, ou, de se aumentar a produção para um determinado nível de custos considerando implicitamente que o nível da qualidade dos cuidados de saúde prestados se mantinha constante. Na prática, a qualidade dos serviços prestados pode divergir de uma unidade de saúde para outra. Sendo assim, e admitindo que é possível medir a qualidade dos cuidados de saúde prestados, poder-se-á acrescentar, no futuro, a dimensão da qualidade à discussão. Por outras palavras, poder-se-á, por exemplo, ver que acréscimos de qualidade será possível ter para um determinado nível de custos e para um determinado volume de produção que se manterão constantes.

Depois, se pretendemos responder à pergunta “depois de eliminadas as ‘gorduras do Estado’, poderão os cidadãos portugueses usufruir do nível de cuidados de saúde que tiveram até aqui?”, teremos necessariamente de fazer uma previsão da evolução das receitas fiscais do Estado português. Associado a isto, também pode ser útil pedir aos cidadãos portugueses que, de acordo com as suas preferências, ordenem os serviços que o Estado português presta em função da sua dispensabilidade relativa. Com isto, teríamos pistas sobre as escolhas dos cidadãos, caso o Estado português deixe de ter dinheiro suficiente para financiar os serviços que presta atualmente.

Finalmente, ao longo deste trabalho, tivemos a necessidade de aplicar uma metodologia que generaliza a metodologia COLS para o contexto dos dados longitudinais. Este procedimento não depende de hipóteses distribucionais sobre o termo da ineficiência e pode ser usado quer se assuma que a ineficiência é constante ao longo do tempo, quer não. Isto é claramente uma vantagem relativamente aos modelos de efeitos fixos e aos modelos de efeitos aleatórios que só podem ser usados para calcular as estimativas de eficiência quando se assume que a ineficiência não varia ao longo do tempo.

No futuro, poderia ser interessante comparar esta generalização da metodologia COLS para o contexto dos dados longitudinais com as outras metodologias de medida de eficiência. Por exemplo, pensamos que poderia valer a pena explorar as suas implicações à luz do que (Kim & Schmidt 2000) referem, i.e. que os modelos que têm hipóteses distribucionais sobre o

termo da ineficiência, como os modelos de fronteira estocástica, têm hipóteses mais restritivas mas eles produzem estimativas mais precisas, e que os modelos que têm hipóteses minimalistas sobre o termo da ineficiência, como o modelo de efeitos aleatórios, são mais robustos mas puxam a fronteira para baixo.

9. Bibliografia

- Afonso, A. & Fernandes, S., 2008. *Assessing Hospital Efficiency: Non-parametric Evidence for Portugal*, Lisbon. Available at: <https://ssrn.com/abstract=1092135>.
- Aigner, D., Lovell, C.A.K. & Peter Schmidt, 1977. Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. *Journal of Econometrics*, 6(1), pp.21-37.
- Aletras, V., 1999. A comparison of hospital scale effects in short-run and long-run cost functions. *Health economics*, 8(6), pp.521-530.
- Alexander, J. a, Halpern, M.T. & Lee, S.Y., 1996. The short-term effects of merger on hospital operations. *Health services research*, 30(6), pp.827-847.
- Amado, C.A.F. & Dyson, R.G., 2008. On comparing the performance of primary care providers. *European Journal of Operational Research*, 185(3), pp.915-932.
- Amado, C.A.F. & Santos, S.P., 2009. Challenges for performance assessment and improvement in primary health care: The case of the Portuguese health centres. *Health Policy*, 91, pp.43-56.
- Azevedo, H. & Mateus, C., 2014a. Cost Effects of Hospital Mergers in Portugal. *European Journal of Health Economics*, 15(9), pp.999-1010. Available at: <http://link.springer.com/journal/volumesAndIssues/10198>
<http://search.ebscohost.com/login.aspx?direct=true&db=ecn&AN=1472717&site=ehost-live&scope=site>
<http://dx.doi.org/10.1007/s10198-013-0552-6>.
- Azevedo, H. & Mateus, C., 2014b. Economias de escala e de diversificação: uma análise da bibliografia no contexto das fusões hospitalares. *Revista Portuguesa de Saúde Pública*, 32(1), pp.106-117. Available at: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0870902514000030>.
- Barros, C.P. et al., 2008. An analysis of hospital efficiency and productivity growth using the Luenberger indicator. *Health Care Management Science*, 11(4), pp.373-381. Available at: <http://www.scopus.com/inward/record.url?eid=2-s2.0-58149182171&partnerID=40&md5=4f2644e87b6fad5bdbd4120d720c01ed>.
- Barros, P.P., 2013. *Economia da Saúde: conceitos e comportamentos*, Almedina.
- Barros, P.P. & Machado, S.R., 2010. Money for nothing? The net costs of medical training. *Health Care Management Science*, 13(3), pp.234-255. Available at: <http://link.springer.com/10.1007/s10729-010-9126-7>.
- Barros, P.P. & Sena, C., 1999. Quanto mais melhor? Redimensionamento e Economias de Escala em três hospitais portugueses. *Revista Portuguesa de Saúde Pública*, 17(5).
- Battese, G.E. & Coelli, T.J., 1995. A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data. *Empirical Economics*, 20, pp.325-332.
- Battese, G.E. & Coelli, T.J., 1988. Prediction of firm-level technical efficiencies with a generalized frontier production function and panel data. *Journal of Econometrics*, 38(3),

- pp.387-399.
- Battese, G.E. & Corra, G.S., 1977. Estimation of a production function model: with application to the pastoral zone of Eastern Australia. *Australian Journal of Agricultural Economics*, 21(3), pp.169 -179.
- Belsley, D.A., Kuh, E. & Welsch, R.E., 1980. *Regression Diagnostics: Identifying Influential Data and Sources of Collinearity*, New York: Wiley.
- Blank, J.L.T. & Valdmanis, V.G., 2010. Environmental factors and productivity on Dutch hospitals: A semi-parametric approach. *Health Care Management Science*, 13(1), pp.27-34.
- Bollen, K.A. & Jackman, R.W., 1990. Regression diagnostics: An expository treatment of outliers and influential cases. Em J. Fox & J. S. Long, eds. *Modern Methods of Data Analysis*. Newbury Park, CA: Sage, pp. 257-291.
- Brooks, G.R. & Jones, V.G., 1997. Hospital mergers and market overlap. *Health services research*, 31(6), pp.701-22. Available at: <http://www.pubmedcentral.nih.gov/articlerender.fcgi?artid=1070154&tool=pmcentrez&rendertype=abstract>.
- Carey, K., Burgess, J.F. & Young, G.J., 2008. Specialty and full-service hospitals: a comparative cost analysis. *Health Services Research*, 43, pp.1869-1887.
- Carreira, C.M., 1999. *Economias de escala e de gama nos hospitais públicos portugueses: uma aplicação da função de custo variável translog*, Lisboa.
- Castro, P.S. e, 2012. *Hospital Efficiency: Directed internship*. Nova School of Business and Economics.
- Charnes, A. et al., 1994. *Data Envelopment Analysis: Theory, Methodology, and Applications* A. Charnes et al., eds., Springer Netherlands.
- Charnes, A., Cooper, W.W. & Rhodes, E., 1981. Evaluating Program and Managerial Efficiency: An Application of Data Envelopment Analysis to Program Follow Through. *Management Science*, 27(6), pp.668-697.
- Charnes, A., Cooper, W.W. & Rhodes, E., 1978. Measuring the efficiency of decision making units. *European Journal of Operational Research*, 2, pp.429-444.
- Chatterjee, S. & Hadi, A.S., 1988. *Sensitivity Analysis in Linear Regression*, New York: Wiley.
- Coelli, T.J. et al., 2005. *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis, Second Edition*, New York: Springer.
- Cohen, J.P. & Paul, C.M., 2008. Agglomeration and cost economies for Washington State hospital services. *Regional Science and Urban Economics*, 38(6), pp.553-564.
- Connor, R.A. et al., 1997. Which types of hospital mergers save consumers money? *Health Affairs*, 16(6), pp.62-74.
- Connor, R.A., Feldman, R.D. & Dowd, B.E., 1998. The Effects of Market Concentration and Horizontal Mergers on Hospital Costs and Prices. *International Journal of the Economics of Business*, 5(2), pp.159-180. Available at: <http://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/13571519884495>.

- Conrad, R. & Strauss, R., 1983. A multiple-output multiple-input model of the hospital industry in North Carolina. *Applied economics*, 15, pp.341-352.
- Cook, R.D., 1977. Detection of influential observation in linear regression. *Technometrics*, (19), pp.15-18.
- Cook, R.D. & Weisberg, S., 1982. *Residuals and Influence in Regression Monographs*. D. Cox & D. Hinkley, eds., Chapman and Hall.
- Cooper, W.W., Seiford, L.M. & Tone, K., 2000. *Data Envelopment Analysis: A Comprehensive text with models, applications, references, and DEA-solver software*, Boston: Kluwer Academic Publishers.
- Cordero Ferrera, J.M., Crespo Cebada, E. & Murillo Zamorano, L.R., 2014. The effect of quality and socio-demographic variables on efficiency measures in primary health care. *The European journal of health economics : HEPAC : health economics in prevention and care*, 15(3), pp.289-302. Available at: <http://ovidsp.ovid.com/ovidweb.cgi?T=JS&PAGE=reference&D=medl&NEWS=N&AN=23563641>.
- Cordero-Ferrera, J.M., Crespo-Cebada, E. & Murillo-Zamorano, L.R., 2011. Measuring technical efficiency in primary health care: The effect of exogenous variables on results. *Journal of Medical Systems*, 35, pp.545-554.
- Cordero, J.M. et al., 2015. Efficiency assessment of primary care providers: A conditional nonparametric approach. *European Journal of Operational Research*, 240, pp.235-244. Available at: <http://mp.ra.ub.uni-muenchen.de/51926/>.
- Cowing, T.G. & Holtmann, A.G., 1983. Multiproduct Short-Run Hospital Cost Functions: Empirical Evidence and Policy Implications from Cross-Section Dat. *Southern Economic Journal*, 49(3), pp.637-653.
- Deidda, M. et al., 2014. Using Data Envelopment Analysis to Analyse the Efficiency of Primary Care Units. *Journal of Medical Systems*, 38(10), p.122. Available at: <http://link.springer.com/10.1007/s10916-014-0122-1>.
- Deily, M.E. & McKay, N.L., 2006. Cost inefficiency and mortality rates in Florida hospitals. *Health Economics*, 15(4), pp.419-431.
- Dismuke, C.E. & Sena, V., 1999. Has DRG payment influenced the technical efficiency and productivity of diagnostic technologies in Portuguese public hospitals? An empirical analysis using parametric and non-parametric methods. *Health care management science*, 2(September 1996), pp.107-116.
- Dranove, D., 1998. Economies of scale in non-revenue producing cost centers: Implications for hospital mergers. *Journal of Health Economics*, 17(1), pp.69-83.
- Dranove, D. & Lindrooth, R., 2003. Hospital consolidation and costs: Another look at the evidence. *Journal of Health Economics*, 22(6), pp.983-997.
- Dranove, D. & Shanley, M., 1995. Cost reductions or reputation enhancement as motives for mergers: The logic of multihospital systems. *Strategic Management Journal*, 16(1), pp.55-74.

- Dranove, D., Shanley, M. & Simon, C., 1992. Is Hospital Competition Wasteful? *The Rand journal of economics*, 23(2).
- Drouin, J.P. et al., 2008. The health care century. *Health International*, 7, pp.6-17.
- European Commission, 2010. *Joint Report on Health Systems*, Available at: http://external.worldbankimflib.org/uhtbin/ezproxy.cgi?url=http://ec.europa.eu/economy_finance/publications/occasional_paper/2010/pdf/ocp74_en.pdf.
- Farrell, M.J., 1957. The Measurement of Productive Efficiency. *Journal of the Royal Statistical Society, Series A (General)*, 120(3), pp.253-290.
- Farsi, M. & Filippini, M., 2008. Effects of Ownership, Subsidization and Teaching Activities on Hospital Costs in Switzerland. *Health Economics*, 17, pp.335-350.
- Ferreira, C., Marques, R.C. & Nicola, P., 2013. On evaluating health centers groups in Lisbon and Tagus Valley: efficiency, equity and quality. *BMC health services research*, 13, p.529. Available at: <http://www.pubmedcentral.nih.gov/articlerender.fcgi?artid=3917594&tool=pmcentrez&rendertype=abstract>.
- Ferrier, G.D. & Valdmanis, V.G., 2004. Do mergers improve hospital productivity? *Journal of the Operational Research Society*, 55, pp.1071-1080.
- Folland, S.T. & Hofler, R.A., 2001. How reliable are hospital efficiency estimates? Exploiting the dual to homothetic production. *Health economics*, 10(8), pp.683-698. Available at: <http://ovidsp.ovid.com/ovidweb.cgi?T=JS&PAGE=reference&D=med4&NEWS=N&AN=11747051>.
- Fortuna, A.P., 2009. *The optimum size of the Portuguese public hospital*. Faculdade de Economia da Universidade Nova de Lisboa. Available at: <http://hdl.handle.net/10362/9451>.
- Fournier, G. & Mitchell, J., 1992. Hospital Costs and Competition for Services: A Multiproduct Analysis. *The review of economics and statistics*, 74(4), pp.627-634.
- Frohloff, A., 2007. *Cost and Technical Efficiency of German Hospitals - A Stochastic Frontier Analysis*, Available at: <http://hdl.handle.net/10419/26767>.
- García Prieto, C., 2003. *Análisis de la eficiencia técnica y asignativa a través de las fronteras estocásticas de costes: una aplicación a los hospitales del INSALUD*. Universidad de Valladolid. Available at: <http://www.cervantesvirtual.com/obra/analisis-de-la-eficiencia-tecnica-y-asignativa-a-traves-de-las-fronteras-estocasticas-de-costes-una-aplicacion-a-los-hospitales-del-insalud--0/>.
- Garcia, F. et al., 1999. Evaluation of Efficiency in Primary Health Care Centres: An Application of Data Envelopment Analysis. *Financial Accountability & Management*, 15(1), pp.67-83. Available at: <http://www.blackwell-synergy.com/doi/abs/10.1111/1468-0408.00074>.
- Gaynor, M., Laudicella, M. & Propper, C., 2012. Can governments do it better? Merger mania and hospital outcomes in the English NHS. *Journal of Health Economics*, 31(3), pp.528-543.

- Giuffrida, A. & Gravelle, H., 1999. *Measuring performance in primary care: econometric analysis and DEA*, York.
- Giuffrida, A. & Gravelle, H., 2001. Measuring performance in primary care: econometric analysis and DEA. *Applied Economics*, (33), pp.163-175. Available at: <http://eprints.whiterose.ac.uk/51754/>.
- Giuffrida, A., Gravelle, H. & Sutton, M., 2000. Efficiency and administrative costs in primary care. *Journal of Health Economics*, 19, pp.983-1006. Available at: <http://ovidsp.ovid.com/ovidweb.cgi?T=JS&PAGE=reference&D=med4&NEWS=N&AN=11186854>.
- Given, R., 1996. Economies of scale and scope as an explanation of merger and output diversification activities in the health maintenance organization industry. *Journal of health economics*, 15, pp.685-713.
- Gomes, J. et al., 2013. Perfil do Hiperfrequentador nos Cuidados de Saúde Primários. *Revista Científica da Ordem dos Médicos*, 26(1), pp.17-23.
- Gonçalves, L.F.M., 2008. *Análise da eficiência dos hospitais SA e SPA*. ISCTE Business School.
- Gonçalves, R. & Barros, P.P., 2013. Economies of scale and scope in the provision of diagnostic techniques and therapeutic services in Portuguese hospitals. *Applied Economics*, 45(1994), pp.415-433.
- Good, D.H. et al., 1993. Efficiency and productivity growth comparison of European and US air carriers: a first look at the data. *Journal of Productivity Analysis*, 4, pp.115-125.
- Gouveia, M. et al., 2006. *Resultados da avaliação dos hospitais SA*, Comissão para a Avaliação dos Hospitais Sociedade Anónima, Lisboa.
- Grannemann, T.W., Brown, R.S. & Pauly, M. V., 1986. Estimating hospital costs: A multiple-output analysis. *Journal of Health Economics*, 5(2), pp.107-127.
- Greene, W., 2012. *Econometric analysis, 7th edition*, Available at: <http://scholar.google.com/scholar?hl=en&btnG=Search&q=intitle:Econometric+Analysis#0>.
- Greene, W.H., 2008. The Econometric Approach to Efficiency Analysis. *The Measurement of Productive Efficiency and Productivity Change*, pp.1-127.
- Griffin, R.C., Montgomery, J.M. & Rister, M.E., 1987. Selecting functional form in production function analysis. *Western Journal of Agricultural Economics*, 12(2), pp.216-27.
- Grosskopf, S., Margaritis, D. & Valdmanis, V., 2001a. Comparing teaching and non-teaching hospitals: a frontier approach, teaching vs. non-teaching hospitals. *Health Care Management Science*, 4, pp.83-90.
- Grosskopf, S., Margaritis, D. & Valdmanis, V., 2001b. The effects of teaching on hospital productivity. *Socio-Economic Planning Sciences*, 35, pp.189-204.
- Hadji, B. et al., 2014. Assessing the relationships between hospital resources and activities: a systematic review. *Journal of medical systems*, 38(10), p.127. Available at: <http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/25171921>.
- Hajialiafzali, H., Moss, J.R. & Mahmood, M.A., 2007. Efficiency Measurement for Hospitals

- Owned by the Iranian Social Security Organisation. *Journal of Medical Systems*, 31, pp.166-172.
- Ham, C., 2010. The ten characteristics of the high-performing chronic care system. *Health Economics, Policy and Law*, 5, pp.71-90.
- Hamilton, L.C., 2013. *Statistics with Stata: Version 12, Eighth Edition*, Cengage.
- Hansen, N. & Vincent, E., 2015. *Measured Outcomes - A Future View of Value-Based Healthcare*, Health Catalyst. Available at: <https://vimeo.com/141066658>.
- Harfouche, A.P. de J., 2008. *Hospitais transformados em empresas - Análise do impacto na eficiência: Estudo comparativo* E. ISCSP, ed.,
- Harfouche, A.P. de J., 2012. *Opções políticas em saúde: efeitos sobre a eficiência hospitalar* E. Almedina, ed.,
- Harris, J., Ozgen, H. & Ozcan, Y., 2000. Do Mergers Enhance the Performance of Hospital Efficiency? *The Journal of the Operational Research Society*, 51(7), pp.801-811.
- Harrison, T.D., 2011. Do mergers really reduce costs? Evidence from hospitals. *Economic inquiry*, 49, pp.1054-1069.
- Harvey, A.A.C., 1976. Estimating Regression Models with Multiplicative Heteroscedasticity. *Econometrica*, 44(3), pp.461-465.
- Heimeshoff, M., Schreyogg, J. & Kwietniewski, L., 2014. Cost and technical efficiency of physician practices: a stochastic frontier approach using panel data. *Health care management science*, 17(2), pp.150-161. Available at: <http://ovidsp.ovid.com/ovidweb.cgi?T=JS&PAGE=reference&D=medl&NEWS=N&AN=24338237>.
- Herr, A., 2008. Cost and technical efficiency of German hospitals: does ownership matter? *Health Economics*, 17(9), pp.1057-1071.
- Herr, A., Schmitz, H. & Augur, B., 2011. Profit Efficiency and Ownership of German Hospitals. *Health Economics*, 20, pp.660-674.
- Hoaglin, D.C. & Welsch, R.E., 1978. The Hat Matrix in Regression and ANOVA. *The American Statistician*, 32(1), pp.17-22. Available at: <http://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/00031305.1978.10479237>.
- Hollingsworth, B., 2003. Non-parametric and parametric applications measuring efficiency in health care. *Health Care Management Science*, 6(4), pp.203-218.
- Hollingsworth, B., 2008a. THE MEASUREMENT OF EFFICIENCY AND PRODUCTIVITY OF HEALTH CARE DELIVERY. *Health Economics*, 17(August), pp.1107-1128.
- Hollingsworth, B., 2008b. The Measurement of Efficiency and Productivity of Health Care Delivery. *Health Economics*, 17, pp.1107-1128.
- Hollingsworth, B., Dawson, P.J. & Maniadakis, N., 1999. Efficiency measurement of health care: a review of non-parametric methods and applications. *Health care management science*, 2(3), pp.161-172.
- Hollingsworth, B. & Street, A., 2006. The market for efficiency analysis of health care organisations. *Health Economics*, 15, pp.1055-1059.

- Instituto Nacional de Estatística, 2016. *Estatísticas da Saúde 2014*, Lisboa.
- Jacobs, R., 2001. Alternative methods to examine hospital efficiency: data envelopment analysis and stochastic frontier analysis. *Health care management science*, 4(2), pp.103-115.
- Jacobs, R., Smith, P.C. & Street, A., 2006. *Measuring efficiency in Health Care: Analytic Techniques and Health Policy*, Cambridge University Press.
- Kalinichenko, O. et al., 2013. Performance Assessment in Primary Health Care: A Systematic Literature Review. *CEFAGE-UE Working Paper*, 03, pp.0-17.
- Kim, Y. & Schmidt, P., 2000. A Review and Empirical Comparison of Bayesian and Classical Approaches to Inference on Efficiency Levels in Stochastic Frontier Models with Panel Data. *Journal of Productivity Analysis*, 14, pp.91-118.
- Kontodimopoulos, N. et al., 2007. The effect of environmental factors on technical and scale efficiency of primary health care providers in Greece. *Cost Effectiveness and Resource Allocation*, 5, p.11.
- Kristensen, T. et al., 2008. *Economies of scale and optimal size of hospitals: Empirical results for Danish public hospitals*, Odense.
- Lima, E., 2003. A produção e a estrutura de custos dos hospitais públicos: uma aplicação de um modelo translogaritmico. *Revista Portuguesa de Saúde Pública*, pp.19-28.
- Lima, E. & Whynes, D.K., 2003. *Finance and performance of Portuguese hospitals*, Braga.
- Linna, M., 1998. Measuring hospital cost efficiency with panel data models. *Health economics*, 7(5), pp.415-427. Available at: <http://ovidsp.ovid.com/ovidweb.cgi?T=JS&PAGE=reference&D=med4&NEWS=N&AN=9753376>.
- Lynk, W., 1995. The creation of economic efficiencies in hospital mergers. *Journal of health economics*, 14(5), pp.507-530.
- Mathiyazhgan, M.K., 2006. *Cost efficiency of public and private hospitals: Evidence from Karnataka State in India*, Singapore.
- Meeusen, W. & van Den Broeck, J., 1977. Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Functions with Composed Error. *International Economic Review*, 18(2), pp.435-444. Available at: <http://www.jstor.org/stable/2525757>.
- Menezes, A.G., Rendeiro, M.F. & Vieira, J.C., 2006. Eficiência técnica dos hospitais portugueses 1997-2004: uma análise (regional) com base num modelo de fronteira estocástica. *Revista Portuguesa de Estudos Regionais*, 12. Available at: http://www.apdr.pt/siterper/numeros/RPER12/art03_rper12.pdf.
- Ministério da Saúde, 2016. *Nota explicativa do OE 2016*, Lisboa. Available at: <http://app.parlamento.pt/webutils/docs/doc.pdf?path=6148523063446f764c324679626d56304c334e706447567a4c31684a53556c4d5a576376543055764d6a41784e6a49774d5459774d6a41314c305276593356745a57353062334e545a585276636d6c6861584d7654564d756347526d&fich=MS.pdf&Inline>.
- Moreira, S., 2008. Análise da eficiência dos hospitais-empresa: uma aplicação da data

- envelopment analysis. *Boletim Económico-Banco de Portugal (Primavera)*, (1), pp.127-150.
- Murillo-Zamorano, L.R., 2004. Economic efficiency and frontier techniques. *Journal of Economic Surveys*, 18(1), pp.33-45.
- Murillo-Zamorano, L.R. & Petraglia, C., 2011. Technical efficiency in primary health care: Does quality matter? *European Journal of Health Economics*, 12(2), pp.115-125. Available at: <http://ovidsp.ovid.com/ovidweb.cgi?T=JS&PAGE=reference&D=emed10&NEWS=N&AN=2011311847>.
- Mutter, R.L., Rosko, M.D. & Wong, H.S., 2008. Measuring hospital inefficiency: the effects of controlling for quality and patient burden of illness. *Health services research*, 43(6), pp.1992-2013. Available at: <http://www.pubmedcentral.nih.gov/articlerender.fcgi?artid=2614001&tool=pmcentrez&rendertype=abstract>.
- Neves, A.C.A., 2011. *Benchmarking in primary health care: An application of the stochastic frontier analysis and the grades of membership approach to Portuguese family health units*. Nova School of Business and Economics. Available at: <http://hdl.handle.net/10362/10097>.
- Newhouse, J.P., 1994. Frontier estimation: How useful a tool for health economics? *Journal of Health Economics*, 13(3), pp.317-322.
- Nunamaker, T.R., 1983. Measuring routine nursing service efficiency: a comparison of cost per patient day and data envelopment analysis models. *Health services research*, 18(2 Pt 1), pp.183-208. Available at: <http://www.pubmedcentral.nih.gov/articlerender.fcgi?artid=1068745&tool=pmcentrez&rendertype=abstract>.
- OECD, 2015a. *Health at a Glance 2015: OECD Indicators*, Paris.
- OECD, 2015b. *OECD.Stat*. Available at: http://stats.oecd.org/index.aspx?DataSetCode=HEALTH_STAT [Acedido Maio 25, 2016].
- Oliveira, M.D., 2002. Will hospital management reform in Portugal work? *Euro Observer*, 4(4), pp.3-5.
- Olsen, K.R. et al., 2013. Organisational determinants of production and efficiency in general practice: A population-based study. *European Journal of Health Economics*, 14, pp.267-276.
- Paiva, R.L. de, 1993. *A medição da eficiência no sector hospitalar: o caso português*. Universidade Técnica de Lisboa. Available at: http://porbase.bnportugal.pt/ipac20/ipac.jsp?session=144552E8M35S4.289567&profile=porbase&source=-!bnp&view=subscriptionssummary&uri=full=3100024~!415540~!0&ri=5&aspect=basic_search&menu=search&ipp=20&spp=20&staffonly=&term=Paiva,+Rui+Leote+de&index=AUTHOR [Acedido Outubro 22, 2015].
- Pelone, F. et al., 2015. Primary Care Efficiency Measurement Using Data Envelopment

- Analysis: A Systematic Review. *Journal of Medical Systems*, 39(1), p.156. Available at: <http://link.springer.com/10.1007/s10916-014-0156-4>.
- Pitt, M.M. & Lee, L.-F., 1981. The measurement and sources of technical inefficiency in the Indonesian weaving industry. *Journal of Development Economics*, 9(1), pp.43-64.
- Posnett, J., 1999. Is bigger better? Concentration in the provision of secondary care. *British medical journal*, 319(7216), pp.1063-1065.
- Preyra, C. & Pink, G., 2006a. Scale and scope efficiencies through hospital consolidations. *Journal of health economics*, 25(6), pp.1049-68. Available at: <http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/16554098>.
- Preyra, C. & Pink, G., 2006b. Scale and scope efficiencies through hospital consolidations. *Journal of health economics*, 25(6), pp.1049-68. Available at: <http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/16554098>.
- Puig-Junoy, J., 2000. EFICIENCIA EN LA ATENCION PRIMARIA DE SALUD : UNA REVISIÓN CRÍTICA DE LAS MEDIDAS DE FRONTERA * Efficiency in Primary Health Care : A Critical Survey of the Frontier Approach. *Revista Especializada de Salud Publica*, pp.483-495.
- Puig-Junoy, J. & Ortún, V., 2004. Cost efficiency in primary care contracting: a stochastic frontier cost function approach. *Health Economics*, 13(12), pp.1149-65. Available at: <http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/15386681>.
- Ramirez-Valdivia, M.T., Maturana, S. & Salvo-Garrido, S., 2011. A multiple stage approach for performance improvement of primary healthcare practice. *Journal of Medical Systems*, 35(5), pp.1015-1028. Available at: <http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/20703756> \n <http://www.springerlink.com/content/g84421313q4x7271/fulltext.pdf>.
- Ramos, V. et al., 2012. *Unidades de Saúde Familiar (USF), Conceito e prática em geometrias variáveis*, Lisboa. Available at: <http://www.acss.min-saude.pt/Portals/0/14-unidadessadefamiliar-conceitoeprticaemgeometriavariveis-v.2012-09.30.pdf>.
- Robles, R. et al., 2009. Sociodemographic and psychopathological features of frequent attenders in Primary Care. *Actas Espanolas de Psiquiatria*, 37(6), pp.320-325.
- Rodrigues, F.C.P., 2013. *Hospital Costs and Random Demand*. Nova School of Business and Economics.
- Rosenman, R. & Friesner, D., 2004. Scope and scale inefficiencies in physician practices. *Health Economics*, 13(11), pp.1091-1116. Available at: <http://doi.wiley.com/10.1002/hec.882>.
- Rosko, M.D., 2001. Cost efficiency of US hospitals: a stochastic frontier approach. *Health Economics*, 10(August 1999), pp.539-551.
- Rosko, M.D., 1999. Impact of internal and external environmental pressures on hospital inefficiency. *Health Care Management Science*, 2, pp.63-74.
- Schmacker, E.R. & McKay, N.L., 2008. Factors affecting productive efficiency in primary care clinics. *Health services management research : an official journal of the Association of University Programs in Health Administration / HSMC, AUPHA*, 21(1), pp.60-70.

- Available at:
<http://ovidsp.ovid.com/ovidweb.cgi?T=JS&PAGE=reference&D=med5&NEWS=N&AN=18275665>.
- Schmidt, P. & Sickles, R.C., 1984. Production Frontiers and Panel Data. *Journal of Business & Economic Statistics*, 2(4), pp.367-374.
- Scuffham, P., Devlin, N. & Jaforullah, M., 1996. The structure of costs and production in New Zealand public hospitals: and application of the transcendental logarithmic variable cost function. *Applied Economics*, 28, pp.75-85.
- Scuffham, P.A., Devlin, N.J. & Jaforullah, M., 1996. The structure of costs and production in New Zealand public hospitals: and application of the transcendental logarithmic variable cost function. *Applied Economics*, (28), pp.75-85.
- Seiford, L.M., 1996. Data envelopment analysis: The evolution of the state of the art (1978-1995). *Journal of Productivity Analysis*, 7(2-3), pp.99-137. Available at: <Go to ISI>://A1996VB11200002\http://www.springerlink.com/content/k26452w0560p802g/fulltext.pdf.
- Simar, L. & Wilson, P.W., 2007. Estimation and inference in two-stage, semi-parametric models of production processes. *Journal of Econometrics*, 136(1), pp.31-64.
- Sinay, U.A. & Campbell, C.R., 1995. Scope and Scale Economies in Merging Hospitals Prior to Merger. *Journal of Economics and Finance*, 19(2), pp.107-123.
- Sinay, U.T., 1998. Pre- and Post-Merger Investigation of Hospital Mergers. *Eastern Economic Journal*, 24(1), pp.83-97.
- Skinner, J., 1994. What do stochastic frontier cost functions tell us about inefficiency? *Journal of Health Economics*, 13(3), pp.323-328.
- Soderlund, N. & Merwe, R. Van Der, 1999. Hospital benchmarking analysis and the derivation of cost indices. *Working Papers*. Available at: <http://ideas.repec.org/p/chy/respap/174chedp.html>\npapers2://publication/uuid/02DE66A1-6CC8-4FD3-9E68-E757429B67E0.
- StataCorp, 2011. *Stata 12 Base Reference Manual*, College Station, TX: Stata Press.
- Street, A., 2003. How much confidence should we place in efficiency estimates? *Health Economics*, 12(11), pp.895-907.
- UCLA, S.C.G., 2007. Introduction to SAS. Available at: <http://www.ats.ucla.edu/stat/stata/webbooks/reg/chapter2/statareg2.htm> [Acedido Novembro 24, 2007].
- Varabyova, Y. & Schreyogg, J., 2013. International comparisons of the technical efficiency of the hospital sector: panel data analysis of OECD countries using parametric and non-parametric approaches. *Health Policy*, 112(1-2), pp.70-79. Available at: <http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/23558262>.
- Vita, M.G., 1990. Exploring hospital production relationships with flexible functional forms. *Journal of Health Economics*, 9(1), pp.1-21.
- Vitalino, D.F., 1987. On the estimation of hospital cost functions. *Journal of Health*

- Economics*, 6(4), pp.305-318.
- Wagstaff, A. & López, G., 1996. Hospital costs in Catalonia: a stochastic frontier analysis. *Applied economics letters*, 3(7), pp.471-474.
- Welsch, R.E. & Kuh, E., 1977. *Linear Regression Diagnostics*, Cambridge, MA.
- Wholey, D. et al., 1996. Scale and scope economies among Health Maintenance Organizations. *Journal of Health Economics*, 15(6), pp.657-684.
- Widmer, P.K., 2015. Does prospective payment increase hospital (in)efficiency? Evidence from the Swiss hospital sector. *The European Journal of Health Economics*, 16, pp.407-419. Available at: <http://dx.doi.org/10.1007/s10198-014-0581-9>.
- Worthington, A.C., 2004. Frontier efficiency measurement in health care: a review of empirical techniques and selected applications. *Medical care research and review: MCRR*, 61(2), pp.135-170.
- Zavras, A.I. et al., 2002. Using DEA to evaluate efficiency and formulate policy within a Greek national primary health care network. Data Envelopment Analysis. *Journal of medical systems*, 26(4), pp.285-92. Available at: <http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/12118812>.
- Zellner, A., 1962. An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias. *Journal of the American Statistical Association*, 57(298), pp.348-368.

10. Anexo A

10.1. Elasticidade de escala e elasticidade custo-produto

Nesta secção, mostra-se que a elasticidade de escala é igual ao inverso da elasticidade custo-produto. Formalmente:

$$\xi = \frac{1}{\varepsilon} \quad (\text{A. 1})$$

Por definição, a elasticidade de escala mede a variação percentual da quantidade produzida que ocorre em consequência de uma variação percentual proporcional de todos os fatores de produção. Seja ξ a elasticidade de escala.

Vê-se seguidamente que uma variação proporcional de todos os fatores de produção se traduz numa variação do custo total de produção na mesma proporção.

Considere-se a função custo de longo prazo seguinte:

$$C(w, q) \equiv w_l l(w, q) + w_k k(w, q) + w_g g(w, q) \quad (\text{A. 2})$$

w_l , w_k e w_g representam os preços dos fatores de produção l , k e g , respetivamente. $l(w, q)$, $k(w, q)$ e $g(w, q)$ representam as funções procura condicionais dos fatores de produção que decorrem do problema de minimização dos custos habitual.

Imagine-se agora que todos os fatores de produção variam na mesma proporção λ . Se isto for assim, matematicamente, isto corresponde a dizer que todas as funções procura condicionais dos fatores de produção são multiplicadas por λ .

Fazendo as contas, obtém-se o seguinte:

$$\begin{aligned} w_l \lambda l(w, q) + w_k \lambda k(w, q) + w_g \lambda g(w, q) \\ = \lambda [w_l l(w, q) + w_k k(w, q) + w_g g(w, q)] = \lambda C(w, q) \end{aligned} \quad (\text{A. 3})$$

Assim, viu-se que uma variação proporcional de todos os fatores de produção se traduz numa variação do custo total de produção na mesma proporção.

Uma vez que:

- Por definição, a elasticidade de escala mede a variação percentual da quantidade produzida que ocorre em consequência de uma variação percentual proporcional de todos os fatores de produção;
- Uma variação proporcional de todos os fatores de produção se traduz numa variação do custo total de produção na mesma proporção;

Pode escrever-se a elasticidade de escala da seguinte maneira:

$$\xi \equiv \frac{\frac{\partial q}{q}}{\frac{\partial C(w, q)}{C(w, q)}} \quad (\text{A. 4})$$

Ou de modo equivalente:

$$\xi = \frac{1}{\Xi} \quad (\text{A. 5})$$

Ξ é a elasticidade custo-produto definida pela expressão (9).

Mostrou-se assim o que se pretendia.

10.2. Derivada parcial da forma logarítmica e elasticidade custo-produto

Nesta secção, mostra-se que a derivada parcial da forma logarítmica da função custo em ordem ao logaritmo de um produto é igual à elasticidade custo-produto específica desse produto. Formalmente:

$$\frac{\partial \ln C(w, q)}{\partial \ln q_i} = \frac{\partial C(w, q)}{\partial q_i} \frac{q_i}{C(w, q)} \quad (\text{A. 6})$$

Pela regra da derivação em cadeia:

$$\frac{\partial \ln C(w, q)}{\partial \ln q_i} = \frac{\partial \ln C(w, q)}{\partial C(w, q)} \frac{\partial C(w, q)}{\partial q_i} \frac{\partial q_i}{\partial \ln q_i} \quad (\text{A. 7})$$

Reescrevendo:

$$\frac{\partial \ln C(w, q)}{\partial \ln q_i} = \frac{\partial \ln C(w, q)}{\partial C(w, q)} \frac{\partial C(w, q)}{\partial q_i} \frac{1}{\frac{\partial \ln q_i}{\partial q_i}} \quad (\text{A. 8})$$

Uma vez que:

- $\frac{\partial \ln C(w, q)}{\partial C(w, q)} = \frac{1}{C(w, q)}$;
- $\frac{\partial \ln q_i}{\partial q_i} = \frac{1}{q_i}$;

Tem-se que:

$$\frac{\partial \ln C(w, q)}{\partial \ln q_i} = \frac{1}{C(w, q)} \frac{\partial C(w, q)}{\partial q_i} \frac{1}{\frac{1}{q_i}} \quad (\text{A. 9})$$

Rearranjando:

$$\frac{\partial \ln C(w, q)}{\partial \ln q_i} = \frac{\partial C(w, q)}{\partial q_i} \frac{q_i}{C(w, q)} \quad (\text{A. 10})$$

10.3. Elasticidade de escala global de longo prazo

Nesta secção, mostra-se que se pode escrever a elasticidade de escala global de longo prazo da seguinte maneira:

$$\xi_g = \frac{1 - \frac{\partial \ln CV[w, k(w, q), q]}{\partial \ln k}}{\sum_i \frac{\partial \ln CV[w, k(w, q), q]}{\partial \ln q_i}} \quad (\text{A. 11})$$

Observe-se o seguinte.

Primeiro:

- Pode escrever-se a função custo de longo prazo da seguinte maneira:

$$C(w, q) = CV[w, k(w, q), q] + w_k k(w, q) \quad (\text{A. 12})$$

- A condição de equilíbrio de longo prazo é a “condição de envelope” seguinte:

$$w_k = - \frac{\partial CV[w, k(w, q), q]}{\partial k} \quad (\text{A. 13})$$

Substituindo w_k por $-\frac{\partial CV[w, k(w, q), q]}{\partial k}$ na expressão da função custo de longo prazo, obtém-se:

$$C(w, q) = CV[w, k(w, q), q] - \frac{\partial CV[w, k(w, q), q]}{\partial k} k(w, q) \quad (\text{A. 14})$$

Segundo, pode escrever-se a elasticidade custo-produto específica do produto q_i da seguinte maneira:

$$\Xi_{q_i} = \frac{\frac{\partial \ln CV[w, k(w, q), q]}{\partial \ln q_i}}{1 - \frac{\partial \ln CV[w, k(w, q), q]}{\partial \ln k}} \quad (\text{A. 15})$$

Isto decorre do seguinte:

- Pela regra da derivação em cadeia:

$$\frac{\partial C(w, q)}{\partial q_i} = \frac{\partial CV[w, k(w, q), q]}{\partial k} \frac{\partial k(w, q)}{\partial q_i} + \frac{\partial CV[w, k(w, q), q]}{\partial q_i} - \frac{\partial CV[w, k(w, q), q]}{\partial k} \frac{\partial k(w, q)}{\partial q_i} \quad (\text{A. 16})$$

Ou de modo equivalente:

$$\frac{\partial C(w, q)}{\partial q_i} = \frac{\partial CV[w, k(w, q), q]}{\partial q_i} \quad (\text{A. 17})$$

- Invertendo $C(w, q) = CV[w, k(w, q), q] - \frac{\partial CV[w, k(w, q), q]}{\partial k} k(w, q)$ e multiplicando ambos os lados por q_i , obtém-se:

$$\frac{q_i}{C(w, q)} = \frac{q_i}{CV[w, k(w, q), q] - \frac{\partial CV[w, k(w, q), q]}{\partial k} k(w, q)} \quad (\text{A. 18})$$

Dividindo o numerador e o denominador do lado direito da equação por $CV[w, k(w, q), q]$, tem-se que:

$$\frac{q_i}{C(w, q)} = \frac{\frac{q_i}{CV[w, k(w, q), q]}}{1 - \frac{\frac{\partial CV[w, k(w, q), q]}{\partial k} \frac{k(w, q)}{CV[w, k(w, q), q]}}{1}} \quad (\text{A. 19})$$

- O produto de $\frac{\partial C(w, q)}{\partial q_i}$ por $\frac{q_i}{C(w, q)}$ é igual a:

$$\frac{\partial C(w, q)}{\partial q_i} \frac{q_i}{C(w, q)} = \frac{\frac{\partial CV[w, k(w, q), q]}{\partial q_i} \frac{q_i}{CV[w, k(w, q), q]}}{1 - \frac{\frac{\partial CV[w, k(w, q), q]}{\partial k} \frac{k(w, q)}{CV[w, k(w, q), q]}}{1}} \quad (\text{A. 20})$$

Ou de forma equivalente:

$$\Xi_{q_i} = \frac{\frac{\frac{\partial \ln CV[w, k(w, q), q]}{\partial \ln q_i}}{1 - \frac{\frac{\partial \ln CV[w, k(w, q), q]}{\partial \ln k}}{1}}}{1} \quad (\text{A. 21})$$

Uma vez que:

Por definição:

$$\Xi_{q_i} \equiv \frac{\frac{\partial C(w, q)}{\partial q_i} \frac{q_i}{C(w, q)}}{1} \quad (\text{A. 22})$$

E que:

$$\frac{\frac{\partial \ln CV[w, k(w, q), q]}{\partial \ln q_i}}{1 - \frac{\frac{\partial \ln CV[w, k(w, q), q]}{\partial \ln k}}{1}} = \frac{\frac{\partial CV[w, k(w, q), q]}{\partial q_i} \frac{q_i}{CV[w, k(w, q), q]}}{1 - \frac{\frac{\partial CV[w, k(w, q), q]}{\partial k} \frac{k(w, q)}{CV[w, k(w, q), q]}}{1}} \quad (\text{A. 23})$$

$$\frac{\frac{\partial \ln CV[w, k(w, q), q]}{\partial \ln k}}{1 - \frac{\frac{\partial \ln CV[w, k(w, q), q]}{\partial \ln k}}{1}} = \frac{\frac{\partial CV[w, k(w, q), q]}{\partial k} \frac{k(w, q)}{CV[w, k(w, q), q]}}{1 - \frac{\frac{\partial CV[w, k(w, q), q]}{\partial k} \frac{k(w, q)}{CV[w, k(w, q), q]}}{1}} \quad (\text{A. 24})$$

Pode confirmar-se a veracidade das duas últimas igualdades consultando a secção do Anexo A, na página 174, onde se mostra que a derivada parcial da forma logarítmica da função custo em ordem ao logaritmo de um produto é igual à elasticidade custo-produto específica desse produto.

Terceiro, uma vez que:

$$\Xi_{qi} = \frac{\frac{\partial \ln CV[w, k(w, q), q]}{\partial \ln q_i}}{1 - \frac{\partial \ln CV[w, k(w, q), q]}{\partial \ln k}} \quad (\text{A. 25})$$

E

$$\xi_g = \frac{1}{\sum_i \Xi_{qi}} \quad (\text{A. 26})$$

Pode escrever-se a elasticidade de escala global de longo prazo da seguinte maneira:

$$\xi_g = \frac{1 - \frac{\partial \ln CV[w, k(w, q), q]}{\partial \ln k}}{\sum_i \frac{\partial \ln CV[w, k(w, q), q]}{\partial \ln q_i}} \quad (\text{A. 27})$$

10.3. Lema de Shephard

Seja $x_m(w, \bar{k}, q)$ a função procura condicional do fator de produção m . As unidades produtivas podem utilizar na produção as quantidades do fator de produção m que desejarem. Por outras palavras, para as unidades produtivas, a quantidade do fator de produção m é variável e não está fixa.

Pelo lema de Shephard, se a função custo é diferenciável em (w, q) e $w_m > 0$, então, para todo o m :

$$x_m(w, \bar{k}, q) = \frac{\partial CV(w, \bar{k}, q)}{\partial w_m} \quad (\text{A. 28})$$

Observe-se agora o seguinte:

- Pela regra em cadeia:

$$\frac{\partial \ln CV(w_{jt}, \bar{k}_j, q_{jt})}{\partial \ln w_m} = \frac{\partial \ln CV(w_{jt}, \bar{k}_j, q_{jt})}{\partial CV(w_{jt}, \bar{k}_j, q_{jt})} \frac{\partial CV(w_{jt}, \bar{k}_j, q_{jt})}{\partial w_m} \frac{\partial w_m}{\partial \ln w_m} \quad (\text{A. 29})$$

- Segundo as regras das derivadas:

$$\frac{\partial \ln CV(w_{jt}, \bar{k}_j, q_{jt})}{\partial CV(w_{jt}, \bar{k}_j, q_{jt})} = \frac{1}{CV(w_{jt}, \bar{k}_j, q_{jt})} \quad (\text{A. 30})$$

e

$$\frac{\partial w_m}{\partial \ln w_m} = \frac{1}{\frac{1}{w_m}} = w_m \quad (\text{A. 31})$$

Substituindo:

- $\frac{\partial \ln CV(w_{jt}, \bar{k}_j, q_{jt})}{\partial CV(w_{jt}, \bar{k}_j, q_{jt})}$ por $\frac{1}{CV(w_{jt}, \bar{k}_j, q_{jt})}$;
- $\frac{\partial CV(w_{jt}, \bar{k}_j, q_{jt})}{\partial w_m}$ por $x_m(w, \bar{k}, q)$; e
- $\frac{\partial w_m}{\partial \ln w_m}$ por w_m

no lado direito da equação $\frac{\partial \ln CV(w_{jt}, \bar{k}_j, q_{jt})}{\partial \ln w_m} = \frac{\partial \ln CV(w_{jt}, \bar{k}_j, q_{jt})}{\partial CV(w_{jt}, \bar{k}_j, q_{jt})} \frac{\partial CV(w_{jt}, \bar{k}_j, q_{jt})}{\partial w_m} \frac{\partial w_m}{\partial \ln w_m}$, obtém-se, para todo o m :

$$\frac{\partial \ln CV(w_{jt}, \bar{k}_j, q_{jt})}{\partial \ln w_m} = \frac{w_m x_m(w, \bar{k}, q)}{CV(w_{jt}, \bar{k}_j, q_{jt})} \quad (\text{A. 32})$$

Ou de modo equivalente:

$$s_m = \frac{\partial \ln CV(w_{jt}, \bar{k}_j, q_{jt})}{\partial \ln w_m} \quad (\text{A. 33})$$

onde $s_m \equiv \frac{w_m x_m(w, \bar{k}, q)}{CV(w_{jt}, \bar{k}_j, q_{jt})}$ é a quota de custo do fator de produção m .

Assim, pode exprimir-se o lema de Shephard de duas maneiras alternativas:

$$1) \quad x_m(w, \bar{k}, q) = \frac{\partial CV(w, \bar{k}, q)}{\partial w_m} \quad (\text{A. 34})$$

$$2) \quad s_m = \frac{\partial \ln CV(w_{jt}, \bar{k}_j, q_{jt})}{\partial \ln w_m} \quad (\text{A. 35})$$

10.4. Poupança potencial

Viu-se anteriormente que $\exp(u)$ exprime a ineficiência quando a relação entre o custo real e a função custo está descrita em unidades originais (não logaritmizadas). Em suma:

- Uma organização é totalmente eficiente quando $\exp(u) = 1$ (e $u = 0$).
- Há ineficiência quando $\exp(u) > 1$ (e $u > 0$).
- A magnitude da ineficiência é a diferença entre $\exp(u)$ e 1.

Calculou-se a poupança potencial pp da seguinte forma:

$$pp = \left(1 - \frac{1}{\exp(u)}\right) \times 100 \quad (\text{A. 36})$$

Veja-se como pp exprime quanto uma organização pode poupar percentualmente se mudar o seu ponto de produção para cima da sua função custo, mantendo o nível de produção inicial:

- 1) Pode escrever-se a relação entre o custo real e a função custo de uma organização da seguinte maneira:

$$CV = CV(w, \bar{k}, q) \exp(u) \exp(v) \quad (\text{A. 37})$$

- 2) Pode rearranjar-se esta expressão de modo a isolar o indicador de ineficiência $\exp(u)$. Daqui resulta que o indicador de ineficiência $\exp(u)$ deve ser igual ao rácio do custo real sobre a fronteira estocástica, que é o custo mínimo de produção. Formalmente:

$$\exp(u) = \frac{CV}{CV(w, \bar{k}, q) \exp(v)} \quad (\text{A. 38})$$

- 3) Invertendo esta igualdade, obtém-se que o inverso do indicador de ineficiência é igual ao rácio do custo mínimo de produção sobre o custo real. Formalmente:

$$\frac{1}{\exp(u)} = \frac{CV(w, \bar{k}, q) \exp(v)}{CV} \quad (\text{A. 39})$$

Imagine-se que $\exp(u) = 1.35$ (e $u = 0.3$) e $\frac{1}{\exp(u)} = 0.74$.

Se isto for assim, o custo real corresponde a 1.35 vezes o custo mínimo de produção i.e. o custo real é 35% maior do que o custo mínimo de produção. O mesmo é dizer que o custo mínimo de produção corresponde a 74% do custo real e que a poupança potencial corresponde a 26% do custo real. A poupança potencial da organização é igual à diferença entre 100% e 74%.

- 4) Esta é exatamente a informação que a expressão seguinte fornece:

$$pp(\exp(u) = 1.35) = \left(1 - \frac{1}{1.35}\right) \times 100 = 26 \quad (\text{A. 40})$$

10.5. Estimacões de fora da amostra

As estimacões de fora da amostra foram realizadas para os hospitais com menos de 51 camas e para os hospitais com mais de 650 camas, e foram feitas seguindo 1 das seguintes 3 opçoes de estimacão. Passou-se à opçao de estimacão seguinte sempre que uma opçao não produziu resultados. Consideraram-se as seguintes 3 opçoes de estimacão:

Opçao 1: Usar a forma funcional usada nas estimacões com os hospitais da amostra e calcular as estimativas de u_j .

Opçao 2: Impor que as estimativas dos coeficientes das estimacões de fora da amostra sejam iguais às estimativas dos coeficientes das estimacões com os hospitais da amostra e estimar o seguinte:

- Modelo F: $\ln CV_{jt} = \phi_0 + \phi_1 \ln \widehat{CV}_{jt} \mid k \in [51, 650] + u_j + v_{jt}$
- Modelo E: $\ln CV_{jt} = \phi_0 + \phi_1 \ln \widehat{CV}_{jt} \mid k \in [51, 650] + u_j + e_{jt}$
- Modelo S: Não se aplica porque não temos equaçao de participaçao dos fatores etc.
- Modelo F: $\ln CV_{jt} = \phi_0 + \phi_1 \ln \widehat{CV}_{jt} \mid k \in [51, 650] + e_{jt}$

Opçao 3: Impor que as estimativas dos coeficientes das estimacões de fora da amostra sejam iguais às estimativas dos coeficientes das estimacões com os hospitais da amostra e calcular as estimativas de u_j .

Na opçao 1, assume-se que os dois grupos de hospitais de fora da amostra têm uma tecnologia própria, que pode ser diferente da tecnologia dos hospitais da amostra. Entre as 3 opçoes de estimacão de fora da amostra, a opçao 1 é, sem dúvida, a opçao mais livre no sentido de que, com a opçao 1, o cálculo das estimativas dos coeficientes está tão condicionado quanto está o cálculo das estimativas dos coeficientes na estimacão com os hospitais da amostra. Dito de um outro modo, com a opçao 1, a estimacão de fora da amostra é feita exatamente tal como é feita a estimacão com os hospitais da amostra.

Os problemas que podem entretanto surgir com as estimacões de fora da amostra têm que ver com a circunstância de o número de hospitais considerados nas estimacões de fora da amostra ser muito baixo e da eventualidade de existir multicolinearidade.

Apesar disso, mesmo que desta maneira não seja possível estimar realmente a função custo, o que resulta daqui é seguramente a melhor aproximação possível da função custo e a melhor aproximação possível do nível de eficiência.

A opção 3 é a opção que mais condiciona as estimativas de fora de amostra porque obriga a que os hospitais de fora da amostra tenham exatamente a mesma tecnologia dos hospitais da amostra. Isto pode até não fazer sentido.

A opção 2 é menos livre do que a opção 1 e permite mais flexibilidade do que a opção 3.

Quando a tecnologia é Cobb-Douglas, as estimações de fora de amostra foram feitas seguindo a opção 1. Com a função translog, as estimações de fora da amostra foram feitas segundo o que está exposto na Tabela A. 1. Recomenda-se por isso cautela na leitura dos resultados.

Tabela A. 1: Opções de estimação de fora da amostra, Translog

Modelos	$k < 51$	$k > 650$
F	Opção 2	Opção 2
E	Opção 2	Opção 2
S	Opção 3	Opção 1
H	Opção 2	Opção 1

10.6. Aumento potencial da produção

Calculou-se o aumento potencial da produção para o custo real utilizando a tecnologia Cobb-Douglas.

- 1) O ponto de partida foi o sistema de equações seguinte:

$$\begin{cases} CV = \exp(\hat{\alpha}_0) q_1^{\hat{\alpha}_1} q_2^{\hat{\alpha}_2} w_l^{\hat{\beta}} w_g^{1-\hat{\beta}} \bar{k}^{\hat{\theta}} \\ q_2 = \frac{q_2}{q_1} q_1 \end{cases} \quad (\text{A. 41})$$

A primeira equação iguala o custo variável real à função custo variável estimada. É a partir desta equação que se pode calcular quanto as unidades produtivas poderiam efetivamente ter produzido com o custo real que tiveram, se as unidades produtivas tivessem produzido num ponto de produção situado sobre a sua fronteira de custo.

Na primeira equação, existem dois produtos, q_1 e q_2 . Adicionou-se uma segunda equação para se poder obter uma única solução para q_1 e q_2 .

A segunda equação traduz as hipóteses que se assumiu de que:

- existe uma relação proporcional constante entre o número de consultas externas e o número de doentes saídos; e que
 - essa relação proporcional é igual ao rácio das médias amostrais de q_1 e q_2 .
- 2) Calcularam-se quantas unidades adicionais de q_1 seria possível produzir se os hospitais estivessem a produzir sobre as suas funções custo da seguinte maneira:
- No sistema de equações acima, substituiu-se CV pela poupança potencial;
 - Resolveu-se o sistema de equações em ordem a q_1 .

Formalmente:

$$\Delta q_1 = \left[\frac{pp}{\exp(\hat{\alpha}_0) \left(\frac{q_2}{q_1}\right)^{\hat{\alpha}_2} w_l^{\hat{\beta}} w_g^{1-\hat{\beta}} \bar{k}^{\hat{\theta}}} \right]^{\frac{1}{\hat{\alpha}_1 + \hat{\alpha}_2}} \quad (\text{A. 42})$$

- 3) Calcularam-se quantas unidades adicionais de q_2 seria possível produzir se os hospitais fossem totalmente eficientes substituindo q_1 por Δq_1 na segunda equação.

Formalmente:

$$\Delta q_2 = \frac{\bar{q}_2}{q_1} \Delta q_1 \quad (\text{A. 43})$$

10.7. Taxa de ocupação e número de camas para alojar todos os doentes internados

Definiu-se a taxa de ocupação da seguinte maneira:

$$\text{Taxa de ocupação} = \frac{DS \times \text{Demora média (em dias)}}{\bar{k} \times 365} \times 100 \quad (\text{A. 44})$$

$DS = \frac{q_1}{ICM}$ e \overline{ICM} é a média amostral do índice case mix. A média amostral do índice case mix dos hospitais da amostra foi igual a 0.999 no período 2002-2006. A média amostral da demora média nos hospitais foi igual a 7.3 dias no período 2002-2006.

Calculou-se o número necessário de camas para alojar todos os doentes internados a partir da equação da taxa de ocupação. Reescreveu-se a equação da taxa de ocupação de modo a ter \bar{k} do lado esquerdo da equação e calculou-se \bar{k} da seguinte maneira:

$$\bar{k} = \frac{DS \times \text{Demora média (em dias)}}{\text{Taxa de ocupação} \times 365} \times 100 \quad (\text{A. 45})$$

10.8. Centro de Saúde de São Mamede Santa Isabel

Nesta secção, mostramos porque pensamos que o Centro de Saúde de São Mamede Santa Isabel é uma observação atípica³² e uma observação influenciadora.

Por definição:

- Uma observação atípica é uma observação muito diferente das outras observações, e graficamente encontra-se frequentemente muito distante das outras observações.
- Uma observação influenciadora é uma observação com a característica seguinte. A inclusão na amostra ou a exclusão da amostra de uma observação influenciadora provoca alterações significativas nas estimativas do modelo.

Chama-se a atenção para a circunstância de os dois conceitos serem independentes. Uma observação atípica pode ou não também ser influenciadora. Uma observação influenciadora não tem necessariamente de ser atípica.

As observações atípicas e as observações influenciadoras devem ser excluídas das amostras porque são substancialmente diferentes de todas as outras observações e podem enviesar os resultados significativamente.

Utilizámos os métodos (ou os testes) seguintes para concluir que o Centro de Saúde de São Mamede Santa Isabel é uma observação atípica e uma observação influenciadora.

- Análise gráfica preliminar
- Alavancagem³³
- Resíduos estudantizados
- Diagrama LR³⁴

³² Em língua inglesa, *outlier*.

³³ Em língua inglesa, *leverage*.

³⁴ LR é o acrónimo de *Leverage Residuals*.

- DFITS e distância de Cook
- DFBETA
- Gráficos de regressão parcial

Estes métodos são os recomendados por (UCLA 2007) para detetar a existência de eventuais observações atípicas e, ou, influenciadoras nas amostras.

Estes métodos podem ser usados individualmente ou em conjunto. Alguns autores decidem excluir observações das amostras apenas com base na circunstância de que o valor de uma determinada variável - que serve de variável de teste - ultrapassa um determinado ponto de corte (Soderlund & Merwe 1999). Outros autores utilizam estes métodos individualmente apenas para perceber se uma determinada observação deve ou não ser analisada com mais pormenor porque tem o potencial de ser uma observação atípica e, ou, influenciadora, e por isso tem o potencial de ser uma observação perturbadora e de enviesar as estimativas e os resultados finais. Estes autores decidem depois excluir ou não observações das amostras com base numa leitura conjunta dos resultados destes métodos (UCLA 2007).

Partilhamos também esta perspetiva e pensamos que só mediante uma razão muito forte se podem excluir observações das amostras.

É o caso aqui. Vemos seguidamente que cada método individualmente aponta no sentido de haver a necessidade de analisar o Centro de Saúde de São Mamede Santa Isabel com mais detalhe porque o Centro de Saúde de São Mamede Santa Isabel tem o potencial de ser uma observação perturbadora e de enviesar as estimativas e os resultados finais.

Se individualmente cada método aponta neste mesmo sentido, então, por maioria de razão, a leitura conjunta dos resultados destes métodos também. A exclusão do Centro de Saúde de São Mamede Santa Isabel foi por isso inevitável.

Outros centros de saúde, relativamente aos quais houve indícios de que também poderiam ser observações perturbadoras, foram também o objeto de uma análise mais aprofundada. Foi, por exemplo, o caso dos centros de saúde de, por ordem alfabética, Manteigas, Mêda e Mourão. Não se excluiu mais nenhum centro de saúde da amostra porque se considerou que não existe evidência suficiente para concluir que outros centros de saúde são observações atípicas e, ou, influenciadoras.

Todas as medidas que apresentamos nesta secção decorreram da estimação do modelo de regressão linear sem restrições, i.e. sem considerar nomeadamente a homogeneidade linear dos preços dos fatores de produção ou o lema de Shephard.

10.8.2. Alavancagem

O conceito de alavancagem exprime a influência das observações sobre as estimativas dos coeficientes da regressão e da variável dependente produzidas por um modelo de regressão linear.

A alavancagem da i -ésima observação é igual à taxa de variação da i -ésima estimativa da variável dependente quando a i -ésima observação varia marginalmente. Matematicamente, a alavancagem da i -ésima observação é igual a:

$$\frac{\partial \hat{y}_i}{\partial y_i} \quad (\text{A. 46})$$

Dado que no modelo de regressão linear, o vetor das estimativas da variável dependente é igual ao produto da matriz de projeção pelo vetor da variável dependente, a alavancagem da i -ésima observação é igual ao elemento da diagonal principal da matriz de projeção h_i .

Formalmente, no modelo de regressão linear:

$$\hat{\mathbf{y}} = \mathbf{H}\mathbf{y} \quad (\text{A. 47})$$

Logo:

$$\frac{\partial \hat{\mathbf{y}}}{\partial \mathbf{y}} = \mathbf{H} \quad (\text{A. 48})$$

Assim, as alavancagens são obtidas a partir dos elementos da diagonal principal da matriz de projeção.

Se $h_i = 1$, $\hat{y}_i = y_i$. Quando isto acontece, isto significa que a i -ésima observação influencia totalmente a estimativa da variável dependente. Quanto mais extremas ou inusuais forem as observações, mais as alavancagens são elevadas.

Usámos a regra de ouro de (UCLA 2007) para definir se a alavancagem é elevada ou não. A alavancagem h_i é elevada se:

$$h_i > \frac{2k + 2}{n} \quad (\text{A. 49})$$

k designa o número de variáveis explicativas e n designa o número de observações.

Na literatura, também é usual usar-se a regra de ouro de (Hoaglin & Welsch 1978) segundo a qual a alavancagem h_i é elevada se:

$$h_i > \frac{2k}{n} \quad (\text{A. 50})$$

Esta regra de ouro decorre da circunstância de a alavancagem média ser igual a $\frac{k}{n}$ porque $tr(\mathbf{H}) = \sum_{i=1}^n h_{ii} = k$.

Utilizámos o ponto de corte de (UCLA 2007) porque é o ponto de corte mais exigente. Com $k = 3$ e $n = 322$, o ponto de corte é igual a 0.0248.³⁵

A Tabela A. 2 apresenta os centros de saúde com a alavancagem superior ao ponto de corte igual a 0.0248, ordenados em função da alavancagem.

Notamos que o Centro de Saúde de São Mamede Santa Isabel deve ser analisado com ainda mais detalhe porque tem o potencial de ser uma observação influenciadora.

Tabela A. 2: Centros de saúde com a alavancagem superior ao ponto de corte

Centros de saúde	Alavancagem
Freixo de Espada a Cinta	0.0255
Barrancos	0.0271
Alpiarça	0.0275
Sabugal	0.0278
Aguiar da Beira	0.0279
Alcântara	0.0279
Alvito	0.0282
Mourão	0.0338
Fornos de Algodres	0.0347
Fronteira	0.0352
Penedono	0.0361
Marvão	0.0367
Sardoal	0.0384
Alvalade	0.0414
São Mamede Santa Isabel	0.3700

10.8.3. Resíduos estudantizados

Usámos a definição de resíduo estudantizado de (Bollen & Jackman 1990):³⁶

³⁵ A amostra contém dados de 335 centros de saúde. Escolhemos fazer $n = 322$ porque as estimações são feitas ignorando as observações com dados omissos. Esta escolha não altera as conclusões porque, com $n = 335 > 322$, o ponto de corte seria inferior e, por isso, menos exigente.

³⁶ Ao resíduo estudantizado definido como se segue, alguns autores chamam “resíduo externamente estudantizado” (Chatterjee & Hadi 1988).

$$r_i = \frac{e_i}{s_{(i)}\sqrt{1-h_i}} \quad (\text{A. 51})$$

e_i designa o resíduo ordinário da i -ésima observação, $s_{(i)}$ designa a raiz do erro quadrático médio da regressão quando a i -ésima observação foi excluída da amostra, e h_i designa a alavancagem.

Chamamos “resíduo ordinário” ao resíduo não estudantizado que decorre da estimação do modelo de regressão linear.

A ideia sobre a qual assenta a necessidade de se usarem os resíduos estudantizados para identificar as observações atípicas em vez de se usarem os resíduos ordinários é a seguinte.

O desvio-padrão dos resíduos ordinários depende da magnitude dos dados com os quais o desvio-padrão é calculado. É por este motivo que geralmente o desvio-padrão dos resíduos ordinários varia muito de uma observação para outra. Se para identificarmos as observações atípicas, compararmos a magnitude dos resíduos ordinários, podemos chegar a conclusões erradas porque a distribuição dos resíduos ordinários, que depende do desvio-padrão dos resíduos ordinários, depende da magnitude dos dados com os quais os desvios-padrão são calculados. Torna-se necessário estandardizar os resíduos, dividindo os resíduos ordinários por uma estimativa dos seus desvios-padrão, para garantir que os resíduos estudantizados não dependem da magnitude dos dados com os quais os desvios-padrão são calculados e apenas refletem a atipicidade das observações (Cook & Weisberg 1982).

Utilizámos a regra de ouro de (UCLA 2007) para definir se os centros de saúde têm resíduos estudantizados elevados ou não. Um resíduo estudantizado r_i é elevado se:

$$|r_i| > 2 \quad (\text{A. 52})$$

A Tabela A. 3 apresenta os centros de saúde com o resíduo estudantizado em valor absoluto superior a 2.

Tabela A. 3: Centros de saúde com o resíduo estudantizado em valor absoluto superior a 2

Centros de saúde	Resíduo estudantizado
Mourão	-2.6975
Monforte	-2.5836
Campo Maior	-2.4072
Ponte de Sor	-2.1021
Nisa	-2.0778
Covilhã	2.0847
Coração de Jesus	2.0922
Manteigas	2.8656
Mêda	4.5526
São Mamede Santa Isabel	11.3038

(UCLA 2007) recomenda que se dê atenção às observações com o resíduo estudantizado em valor absoluto superior a 2, e que se dê ainda mais atenção às observações com o resíduo estudantizado em valor absoluto superior a 2.5 ou a 3.

O resíduo estudantizado em valor absoluto do Centro de Saúde de São Mamede Santa Isabel é igual a 11.3. Isto sustenta a noção de que o Centro de Saúde de São Mamede Santa Isabel deve ser analisado ao detalhe porque tem o claro potencial de ser uma observação atípica.

10.8.4. Diagrama LR

A Figura A. 2 apresenta o diagrama LR que relaciona com as alavancagens com os quadrados dos resíduos normalizados.

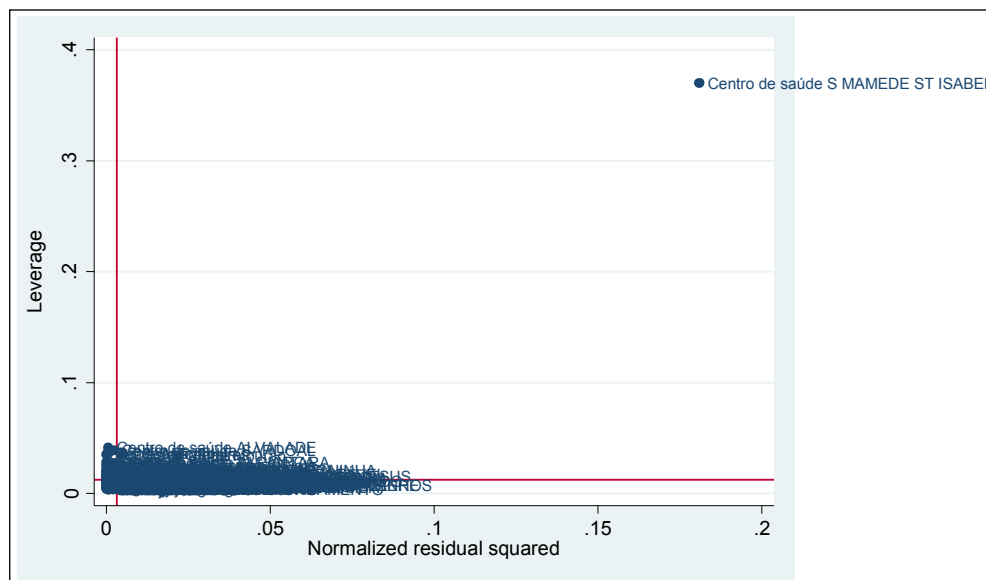


Figura A. 2: Diagrama LR

A definição dos resíduos normalizados é a seguinte (Hamilton 2013):

$$\hat{e}_{n_i} = \frac{\hat{e}_i}{\sqrt{\sum_j \hat{e}_j^2}} \quad (\text{A. 53})$$

A ideia subjacente à necessidade de se usarem resíduos normalizados é semelhante à ideia sobre a qual assenta necessidade de se usarem os resíduos estudantizados para identificar as observações atípicas em vez de se usarem os resíduos ordinários.

Na Figura A. 2:

- A influência das observações sobre as estimativas do modelo de regressão linear é tanto maior quanto maior for a alavancagem.
- A diferença entre a variável dependente e as estimativas da variável dependente produzidas pelo modelo de regressão linear é tanto maior quanto maior for o quadrado dos resíduos.

O Centro de Saúde de São Mamede Santa Isabel destaca-se claramente. Graficamente, ele está longe das outras observações, e é o único centro de saúde que não se encontra dentro da “nuvem” de centros de saúde que podemos observar junto da origem.

10.8.5. DFITS e distância de Cook

A medida DFITS (Welsch & Kuh 1977) e a distância de Cook (Cook 1977) são duas formas de exprimir a informação contida no diagrama LR (sobre as alavancagens e a eventualidade de existirem observações influenciadoras, e sobre os resíduos e a eventualidade de existirem observações atípicas) numa única medida.

As duas medidas dão informações semelhantes mas são expressas em escalas diferentes.

A medida DFITS é uma medida estandardizada da diferença entre as estimativas da variável dependente que resultam do modelo de regressão linear para a i -ésima observação quando a i -ésima observação é incluída na amostra e quando a i -ésima observação é excluída da amostra.

Podemos definir a medida DFITS da seguinte maneira (Bollen & Jackman 1990):

$$DFITS_i = r_i \sqrt{\frac{h_i}{1 - h_i}} \quad (\text{A. 54})$$

r_i designa o resíduo estudantizado da i -ésima observação e h_i designa a alavancagem da i -ésima observação.

Usámos a regra de ouro de (Soderlund & Merwe 1999) para determinar se a medida DFITS é elevada ou não. A medida DFITS é elevada se:

$$|DFITS_i| > 3 \sqrt{\frac{k}{n}} \quad (\text{A. 55})$$

k designa o número de variáveis explicativas e n designa o número de observações.

Na literatura, também é habitual usar-se a regra de ouro de (Belsley et al. 1980) segundo a qual a medida DFITS é elevada se:

$$|DFITS_i| > 2 \sqrt{\frac{k}{n}} \quad (\text{A. 56})$$

Utilizámos o ponto de corte de (Soderlund & Merwe 1999) porque é o ponto de corte mais exigente.

A distância de Cook consiste numa medida estandardizada da distância entre os vetores dos coeficientes que resultam do modelo de regressão linear para a i -ésima observação quando a i -ésima observação é incluída na amostra e quando a i -ésima observação é excluída da amostra.

Podemos definir a distância de Cook da seguinte maneira (Bollen & Jackman 1990):

$$D_i = \frac{1}{k} \frac{s_{(i)}^2}{s^2} DFITS_i^2 \quad (\text{A. 57})$$

k designa o número de variáveis explicativas, $s_{(i)}$ designa a raiz do erro quadrático médio da regressão quando a i -ésima observação foi excluída da amostra, e s designa a raiz do erro quadrático médio da regressão quando a i -ésima observação foi incluída na amostra.

Usámos a regra de ouro de (Bollen & Jackman 1990) para determinar se a distância de Cook é elevada ou não. A distância de Cook é elevada se:

$$D_i > \frac{4}{n} \quad (\text{A. 58})$$

Com $k = 3$ e $n = 322$, o ponto de corte da medida DFITS é igual a 0.2896.³⁷ Com $n = 322$, o ponto de corte da distância de Cook é igual a 0.0124.

A Tabela A. 4 apresenta os centros de saúde com a medida DFITS em valor absoluto superior ao ponto de corte igual a 0.2896. A Tabela A. 5 apresenta os centros de saúde com a distância de Cook superior ao ponto de corte igual a 0.0124.

A medida DFITS e a distância de Cook do Centro de Saúde de São Mamede Santa Isabel destacam-se enormemente porque exibem valores de uma ordem de grandeza muitíssimo superior à ordem de grandeza das medidas DFITS e das distâncias de Cook dos restantes centros de saúde cujas medidas DFITS e, ou, distâncias de Cook também são superiores aos pontos de corte.

Tabela A. 4: Centros de saúde com a medida DFITS em valor absoluto superior ao ponto de corte

Centros de saúde	DFITS
Mourão	-0.5045
Monforte	-0.2930
Manteigas	0.3866
Mêda	0.6268
São Mamede Santa Isabel	8.6632

Tabela A. 5: Centros de saúde com a distância de Cook superior ao ponto de corte

Centros de saúde	Distância de Cook
Castanheira de Pêra	0.0125
Alvaiázere	0.0137
Fronteira	0.0153
Coração de Jesus	0.0173
Monforte	0.0211
Manteigas	0.0365
Mourão	0.0624
Mêda	0.0925
São Mamede Santa Isabel	13.4150

10.8.6. DFBETA

A medida DFITS e a distância de Cook constituem duas medidas da influência global das observações sobre as estimativas do modelo de regressão linear. A medida DFBETA constitui uma medida da influência direta das observações sobre cada uma das estimativas dos coeficientes do modelo de regressão linear.

A medida DFBETA foca-se em cada estimativa de coeficiente da regressão individualmente, e é uma medida estandardizada da diferença entre os coeficientes individuais que resultam do

³⁷ A amostra contém dados de 335 centros de saúde. Escolhemos fazer $n = 322$ porque as estimações são feitas ignorando as observações com dados omissos. Esta escolha não altera as conclusões porque, com $n = 335 > 322$, o ponto de corte seria inferior e, por isso, menos exigente.

modelo de regressão linear para a i -ésima observação quando a i -ésima observação é incluída na amostra e quando a i -ésima observação é excluída da amostra.

Usámos a regra de ouro de (Belsley et al. 1980) para determinar se a medida DFBETA é elevada ou não. A medida DFBETA é elevada se:

$$|DFBETA_i| > \frac{2}{\sqrt{n}} \quad (\text{A. 59})$$

Com $n = 322$, o ponto de corte é igual a 0.1115.

A Tabela A. 6, a Tabela A. 7 e a Tabela A. 8 apresentam os centros de saúde com as medidas DFBETA das variáveis explicativas q , ω , e \bar{k} superiores ao ponto de corte igual a 0.1115.

Todos os valores das tabelas foram calculados com as variáveis explicativas transformadas em logaritmos naturais.

Vemos que as medidas DFBETA do Centro de Saúde de São Mamede Santa Isabel divergem fortemente de todas as outras. Esta informação constitui mais um elemento que sustenta a ideia de que este centro de saúde é uma observação perturbadora.

Tabela A. 6: Centros de saúde com a medida DFBETA de q (em logaritmos naturais) superior ao ponto de corte

Centros de saúde	$DF \ln q$
Mêda	-0.2979
Coração de Jesus	-0.2361
Lousã	-0.1631
Alvaiázere	-0.1474
Benavente	-0.1324
Graça	-0.1300
Fundão	-0.1280
Cabeceiras de Basto	-0.1223
Manteigas	-0.1209
Santo Tirso	-0.1159
Sardoal	-0.1136
Tarouca	-0.1126
Mourão	0.1343
São Mamede Santa Isabel	7.1036

Tabela A. 7: Centros de saúde com a medida DFBETA de ω (em logaritmos naturais) superior ao ponto de corte

Centros de saúde	$DF \ln \omega$
Lamego	-0.1761
Castanheira de Pêra	-0.1459
Alcochete	-0.1366
Santa Clara	-0.1321
Viseu - 3	-0.1227
Manteigas	0.1186
Sousel	0.1201
Alvaiázere	0.1485
Vila Nova da Barquinha	0.1632
Fronteira	0.1892
Mourão	0.3569
Mêda	0.4118
São Mamede Santa Isabel	1.1184

Tabela A. 8: Centros de saúde com a medida DFBETA de \bar{k} (em logaritmos naturais) superior ao ponto de corte

Centros de saúde	$DF \ln \bar{k}$
São Mamede Santa Isabel	-8.5918
Mêda	0.1133
Benavente	0.1167
Monforte	0.1187
Campo Maior	0.1316
Covilhã	0.1371
Graça	0.1436
Fundão	0.1538
Lousã	0.1589
Tarouca	0.1621
Coração de Jesus	0.2125

10.8.7. Gráficos de regressão parcial

A Figura A. 3, a Figura A. 4 e a Figura A. 5 apresentam os gráficos de regressão parcial que relacionam a variável dependente com cada uma das variáveis explicativas depois de todas as variáveis, dependente e explicativas, terem sido ajustadas à regressão.

Estes gráficos são úteis porque mostram como cada observação influencia cada uma das estimativas dos coeficientes da regressão.

Graficamente, cada uma das observações pressiona o declive do segmento de reta para que o segmento de reta passe mais perto dela.

Uma vez que em cada gráfico de regressão parcial, o declive do segmento de reta é igual à estimativa do coeficiente da variável explicativa (que é considerada no gráfico de regressão parcial), as observações que se encontram situadas acima do segmento de reta pressionam a estimativa do coeficiente da variável explicativa no sentido ascendente, i.e. de aumentar o

valor da estimativa do coeficiente da variável explicativa. As observações que se encontram situadas abaixo do segmento de reta pressionam a estimativa do coeficiente da variável explicativa no sentido descendente, i.e. de diminuir o valor da estimativa do coeficiente da variável explicativa.

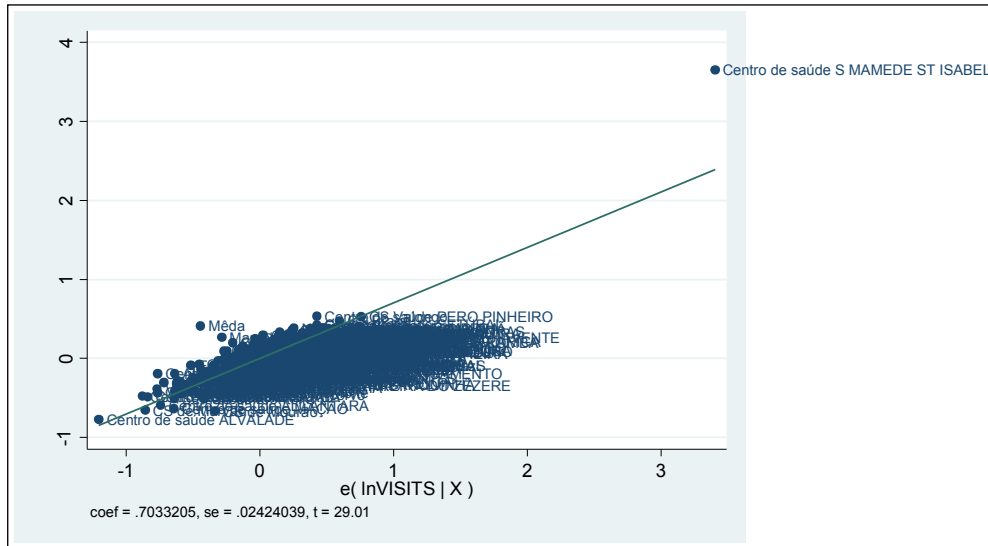


Figura A. 3: Gráfico de regressão parcial de C e q (em logaritmos naturais)

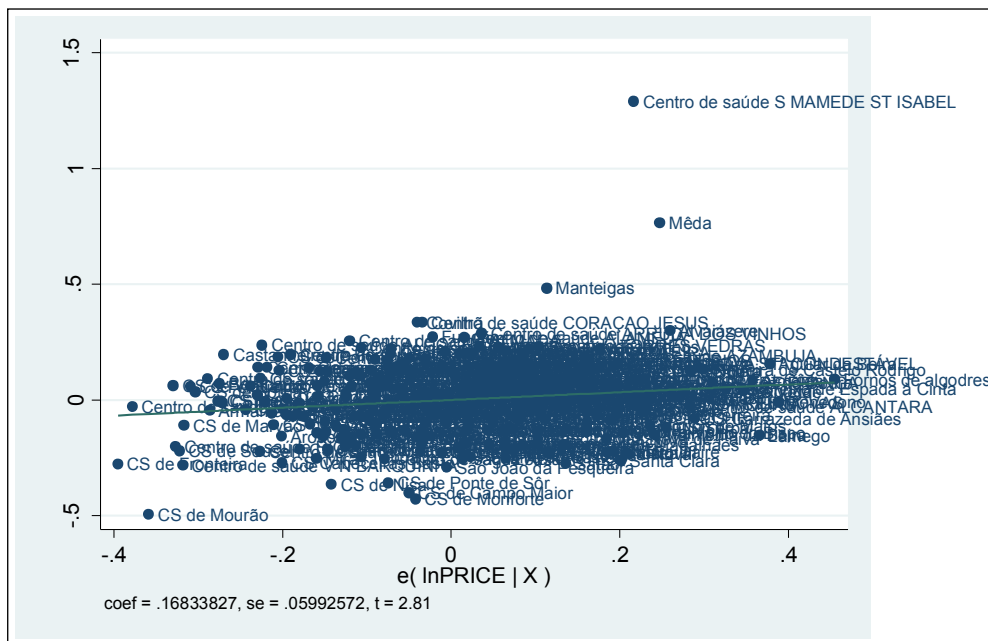


Figura A. 4: Gráfico de regressão parcial de C e ω (em logaritmos naturais)

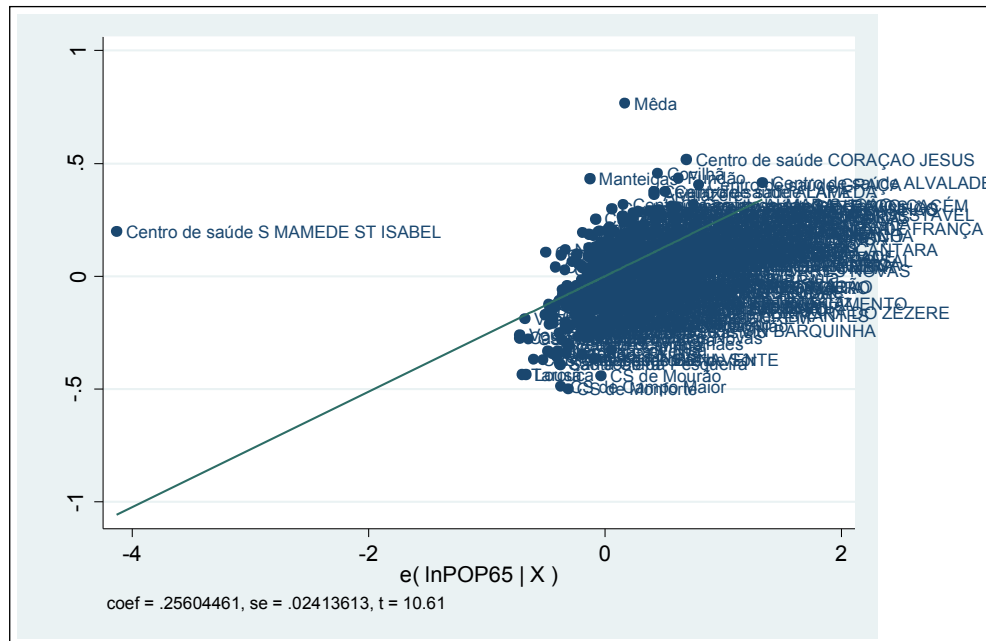


Figura A. 5: Gráfico de regressão parcial de C e \bar{k} (em logaritmos naturais)

Vemos que o Centro de Saúde de São Mamede Santa Isabel se encontra muito distante de todas as outras observações. Este constitui mais um elemento para suportar a noção de que este centro de saúde é uma observação atípica e, ou, influenciadora.

10.8.8. Conclusão sobre a exclusão do centro de saúde da amostra

Individualmente, todos os métodos ou testes que usámos para detetar a eventual presença de observações atípicas e, ou, de observações influenciadoras na nossa amostra de centros de saúde portugueses indicaram que o Centro de Saúde de São Mamede Santa Isabel deveria ser o objeto de uma análise mais minuciosa porque tem o potencial de ser uma observação perturbadora e, por conseguinte, de enviesar as estimativas e os resultados finais.

Aprofundámos a análise tanto que foi possível fazê-lo porque sujeitámos as observações da amostra ao escrutínio de todos os diferentes métodos de deteção de observações atípicas e, ou, de observações influenciadoras.

As medidas (ou estatísticas) do Centro de Saúde de São Mamede Santa Isabel revelaram ser sempre muito divergentes mesmo quando comparadas com as medidas das observações que suscitaram a preocupação de, também elas, poderem ser observações perturbadoras.

Da leitura conjunta das informações que resultaram de cada um dos métodos de deteção de observações atípicas e, ou, influenciadoras considerados individualmente, e da divergência expressiva entre as medidas do Centro de Saúde de São Mamede Santa Isabel e as medidas

dos demais centros de saúde, concluímos que a probabilidade de o Centro de Saúde de São Mamede Santa Isabel ser uma observação perturbadora é muito elevada e, por essa razão, decidimos excluí-la da amostra.

11. Anexo B

Tabela B. 1: Poupança potencial dos centros de saúde (%), Cobb-Douglas

Centros de saúde	F	S	H	Min	Max
Abrantes	4.1	13.4	0.0	0.0	13.4
Águeda	8.2	31.8	0.0	0.0	31.8
Aguiar da Beira	13.8	32.9	7.7	7.7	32.9
Ajuda	7.3	25.9	1.0	1.0	25.9
Alameda	16.6	45.4	0.0	0.0	45.4
Alandroal	7.7	28.4	3.3	3.3	28.4
Albergaria-a-Velha	6.4	23.9	0.1	0.1	23.9
Alcácer do Sal	9.6	35.5	1.0	1.0	35.5
Alcanena	7.2	27.8	0.8	0.8	27.8
Alcântara	5.3	13.2	2.6	2.6	13.2
Alcobaça	15.6	44.2	0.0	0.0	44.2
Alcochete	21.0	51.0	2.7	2.7	51.0
Aldoar - Sede	7.5	28.9	0.0	0.0	28.9
Alenquer	10.6	37.1	0.1	0.1	37.1
Alfândega da Fé	16.7	43.2	22.7	16.7	43.2
Algueirão	9.3	33.6	0.0	0.0	33.6
Alhandra	15.2	42.8	0.1	0.1	42.8
Alijo	11.8	36.4	0.7	0.7	36.4
Aljustrel	8.0	24.5	1.6	1.6	24.5
Almada	18.7	49.5	0.1	0.1	49.5
Almeida	9.9	26.8	3.4	3.4	26.8
Almeirim	9.4	34.7	0.1	0.1	34.7
Almodôvar	10.0	31.6	2.8	2.8	31.6
Alpiarça	9.8	34.1	5.0	5.0	34.1
Alter do Chão	6.7	23.3	8.2	6.7	23.3
Alvaiázere	16.9	40.0	1.7	1.7	40.0
Alvalade	5.8	23.4	4.1	4.1	23.4
Alvito	8.4	21.5	9.5	8.4	21.5
Amadora	15.6	45.2	1.3	1.3	45.2
Amarante	8.1	32.3	0.0	0.0	32.3
Amares	10.2	32.5	1.6	1.6	32.5
Amora	12.8	40.6	0.0	0.0	40.6
Anadia	6.3	26.8	0.0	0.0	26.8
Ansião	16.6	41.7	0.4	0.4	41.7
Arcos de Valdevez	13.8	42.1	0.1	0.1	42.1
Arcozelo - Sede	6.8	29.2	0.0	0.0	29.2
Arganil	8.1	30.6	0.8	0.8	30.6
Armamar	10.0	35.6	5.5	5.5	35.6
Arouca	7.3	29.9	0.1	0.1	29.9
Arraiolos	5.9	22.1	2.4	2.4	22.1
Arronches	13.7	38.2	15.8	13.7	38.2
Arruda dos Vinhos	20.7	47.4	24.5	20.7	47.4
Aveiro	6.4	27.4	0.0	0.0	27.4
Avis	8.9	29.5	9.9	8.9	29.5
Azambuja	16.5	42.3	1.8	1.8	42.3
Baião	12.5	40.0	0.3	0.3	40.0
Baixa da Banheira	10.1	38.1	0.0	0.0	38.1
Barão de Nova Sintra	11.3	39.4	0.1	0.1	39.4
Barão do Corvo	11.7	38.1	0.0	0.0	38.1

Barcelos	10.8	39.9	0.0	0.0	39.9
Barrancos	7.7	21.3	9.0	7.7	21.3
Barreiro	14.9	44.7	0.0	0.0	44.7
Barroselas	10.9	37.0	0.8	0.8	37.0
Batalha	17.4	44.4	0.3	0.3	44.4
Beja	10.9	32.8	0.0	0.0	32.8
Belmonte	7.8	24.5	3.6	3.6	24.5
Benavente	6.7	25.6	0.1	0.1	25.6
Benfica	7.2	27.9	0.3	0.3	27.9
Bombarral	13.9	43.5	0.5	0.5	43.5
Borba	10.3	36.6	6.1	6.1	36.6
Boticas	6.8	20.1	5.3	5.3	20.1
Braga	11.1	39.8	0.0	0.0	39.8
Bragança	7.6	28.0	0.1	0.1	28.0
Cabeceiras de Basto	6.0	25.0	1.5	1.5	25.0
Cacém	8.4	33.1	0.0	0.0	33.1
Cadaval	15.0	42.4	3.3	3.3	42.4
Caldas da Rainha	11.5	37.6	0.0	0.0	37.6
Caminha	11.6	38.0	0.7	0.7	38.0
Campanha	15.1	42.5	1.8	1.8	42.5
Campo Maior	3.9	5.8	3.3	3.3	5.8
Cantanhede	5.3	18.7	0.0	0.0	18.7
Carnaxide	13.0	41.0	0.0	0.0	41.0
Carraceda de Ansiães	6.7	17.7	5.4	5.4	17.7
Carregal do Sal	7.9	27.0	2.4	2.4	27.0
Cartaxo	6.0	24.3	0.1	0.1	24.3
Carvalhos	9.5	31.9	0.0	0.0	31.9
Cascais	15.2	44.8	0.0	0.0	44.8
Castanheira de Pêra	20.8	49.8	22.2	20.8	49.8
Castelo Branco	8.6	35.2	0.0	0.0	35.2
Castelo da Maia	11.2	35.6	0.0	0.0	35.6
Castelo de Paiva	10.5	35.5	0.8	0.8	35.5
Castelo de Vide	9.0	31.1	7.5	7.5	31.1
Castro Daire	4.7	10.3	0.3	0.3	10.3
Castro Verde	11.8	31.5	6.1	6.1	31.5
Celas	7.7	26.1	0.0	0.0	26.1
Celorico da Beira	9.9	29.6	5.3	5.3	29.6
Celorico de Basto	9.5	34.4	0.6	0.6	34.4
Chamusca	9.2	34.3	2.3	2.3	34.3
Chaves - 1	11.8	36.8	0.6	0.6	36.8
Chaves - 2	9.0	30.3	0.1	0.1	30.3
Cinfães	7.2	27.7	1.0	1.0	27.7
Condeixa-a-Nova	5.6	17.3	0.6	0.6	17.3
Constância	11.1	30.3	8.3	8.3	30.3
Coração de Jesus	18.2	46.1	17.9	17.9	46.1
Corroios	8.4	31.5	0.0	0.0	31.5
Coruche	6.8	24.2	0.2	0.2	24.2
Costa da Caparica	10.3	36.6	0.0	0.0	36.6
Cova da Piedade	9.0	35.5	0.0	0.0	35.5
Covilhã	19.3	49.8	0.0	0.0	49.8
Crato	8.0	26.5	8.7	8.0	26.5
Cuba	8.1	26.0	7.9	7.9	26.0
Darque	11.8	39.3	0.0	0.0	39.3
Eiras	11.2	33.9	1.6	1.6	33.9
Elvas	5.7	22.2	0.4	0.4	22.2
Entroncamento	6.5	23.4	0.7	0.7	23.4
Espinho	8.7	31.9	0.1	0.1	31.9

Esposende	12.5	40.5	0.0	0.0	40.5
Estarreja	8.1	28.6	0.0	0.0	28.6
Estremoz	8.4	33.6	0.6	0.6	33.6
Évora	6.1	28.0	0.0	0.0	28.0
Fafe	7.7	32.0	0.0	0.0	32.0
Famalicão	11.0	40.1	0.0	0.0	40.1
Fátima	6.4	21.9	3.3	3.3	21.9
Felgueiras	14.2	46.0	0.0	0.0	46.0
Fernão de Magalhães	5.8	19.5	0.0	0.0	19.5
Ferreira do Alentejo	11.2	31.8	4.0	4.0	31.8
Ferreira do Zêzere	5.2	18.2	2.5	2.5	18.2
Figueira da Foz	5.4	22.4	0.0	0.0	22.4
Figueira de Castelo Rodrigo	11.4	30.2	5.5	5.5	30.2
Figueiró dos Vinhos	18.4	43.8	8.5	8.5	43.8
Fornos de Algodres	12.2	29.2	5.0	5.0	29.2
Foz do Douro	9.8	31.5	0.0	0.0	31.5
Freixo de Espada a Cinta	9.8	25.4	11.1	9.8	25.4
Fronteira	5.0	19.1	4.9	4.9	19.1
Fundão	15.5	44.0	0.0	0.0	44.0
Gavião	14.4	40.4	13.7	13.7	40.4
Góis	13.7	34.2	6.0	6.0	34.2
Golegã	8.7	30.4	7.7	7.7	30.4
Gondomar - Sede	7.4	28.0	0.0	0.0	28.0
Gouveia	16.9	44.1	0.9	0.9	44.1
Graça	11.5	37.1	0.9	0.9	37.1
Grândola	17.0	46.9	15.4	15.4	46.9
Guarda	7.3	24.6	0.0	0.0	24.6
Guimarães	9.4	35.5	0.0	0.0	35.5
Idanha-a-Nova	6.3	21.3	2.9	2.9	21.3
Ílhavo	7.0	28.9	0.0	0.0	28.9
Lamego	4.9	9.4	0.1	0.1	9.4
Lapa	15.0	43.9	12.5	12.5	43.9
Leiria - Dr. Arnaldo Sampaio	12.5	41.3	0.0	0.0	41.3
Leiria - Dr. Gorrão Henriques	12.8	40.8	0.0	0.0	40.8
Loures	11.3	37.5	0.0	0.0	37.5
Lourinhã	15.7	42.5	0.1	0.1	42.5
Lousa	6.0	20.8	0.4	0.4	20.8
Lousada	10.3	36.9	0.0	0.0	36.9
Lumiar	11.9	38.8	0.1	0.1	38.8
Luz Soriano	15.4	44.9	17.5	15.4	44.9
Mação	4.4	14.1	4.4	4.4	14.1
Macedo de Cavaleiros	8.9	29.6	1.1	1.1	29.6
Mafra	11.1	37.7	0.0	0.0	37.7
Maia	7.6	28.4	0.0	0.0	28.4
Mangualde	5.7	18.8	0.9	0.9	18.8
Manteigas	30.2	56.1	42.2	30.2	56.1
Marco de Canavezes	9.4	37.3	0.0	0.0	37.3
Marinha Grande	15.0	41.0	0.0	0.0	41.0
Marvão	6.3	24.3	7.1	6.3	24.3
Marvila	7.0	27.3	0.2	0.2	27.3
Mealhada	5.4	17.6	0.2	0.2	17.6
Mêda	37.9	63.9	40.2	37.9	63.9
Melgaço	11.3	37.3	3.7	3.7	37.3
Mértola	4.9	14.3	2.8	2.8	14.3
Mesão Frio	18.5	45.6	22.1	18.5	45.6
Mira	6.0	23.8	1.1	1.1	23.8
Miranda do Corvo	9.2	31.4	0.6	0.6	31.4

Miranda do Douro	11.9	33.4	9.5	9.5	33.4
Mirandela	5.9	19.9	0.2	0.2	19.9
Mogadouro	8.1	26.1	3.9	3.9	26.1
Moimenta da Beira	6.6	18.7	2.1	2.1	18.7
Moita	15.1	44.9	0.3	0.3	44.9
Monção	9.9	34.7	0.6	0.6	34.7
Mondim de Basto	12.4	35.4	4.3	4.3	35.4
Monforte	3.6	0.6	3.9	0.6	3.9
Montalegre	7.3	26.0	4.2	4.2	26.0
Montargil	6.9	20.5	8.8	6.9	20.5
Montemor-o-Novo	9.5	32.7	0.3	0.3	32.7
Montemor-o-Velho	6.2	21.2	0.0	0.0	21.2
Montijo	13.6	42.2	0.1	0.1	42.2
Mora	11.4	31.0	9.8	9.8	31.0
Mortágua	11.4	32.7	2.4	2.4	32.7
Moura	7.9	25.3	0.3	0.3	25.3
Mourão	3.2	0.0	3.5	0.0	3.5
Murça	11.3	32.5	10.7	10.7	32.5
Murtosa	7.1	25.3	4.3	4.3	25.3
Nazaré	19.9	46.8	0.6	0.6	46.8
Negrelos	11.2	40.1	0.0	0.0	40.1
Nelas	5.7	18.2	0.7	0.7	18.2
Nisa	3.6	6.6	3.2	3.2	6.6
Norton de Matos	6.7	21.6	0.0	0.0	21.6
Óbidos	10.7	32.7	0.9	0.9	32.7
Odemira	8.9	30.0	0.0	0.0	30.0
Odivelas	15.2	45.1	0.0	0.0	45.1
Oeiras	11.7	38.8	0.0	0.0	38.8
Oleiros	9.0	28.8	7.4	7.4	28.8
Olivais	7.7	27.9	0.0	0.0	27.9
Oliveira de Azeméis	10.2	37.4	0.0	0.0	37.4
Oliveira de Frades	7.2	23.6	3.3	3.3	23.6
Oliveira do Bairro	8.2	28.9	0.5	0.5	28.9
Oliveira do Douro	8.5	31.4	0.0	0.0	31.4
Oliveira do Hospital	9.8	36.4	0.0	0.0	36.4
Ourem	5.3	22.3	0.0	0.0	22.3
Ourique	12.2	32.7	6.8	6.8	32.7
Ovar	8.6	32.1	0.0	0.0	32.1
Pacos de Ferreira	9.0	30.2	0.0	0.0	30.2
Palmela	11.6	39.9	0.0	0.0	39.9
Pampilhosa da Serra	13.4	36.5	5.6	5.6	36.5
Paranhos	9.6	33.8	0.1	0.1	33.8
Parede	9.5	34.9	0.0	0.0	34.9
Paredes	12.1	40.8	0.0	0.0	40.8
Paredes de Coura	14.5	42.0	6.5	6.5	42.0
Pedrógão Grande	9.1	30.4	7.8	7.8	30.4
Penacova	5.8	19.9	0.5	0.5	19.9
Penafiel	8.7	34.4	0.0	0.0	34.4
Penalva do Castelo	4.7	11.2	3.1	3.1	11.2
Penamacor	7.3	20.6	ND	7.3	20.6
Penedono	9.1	21.6	9.5	9.1	21.6
Penela	8.1	24.3	4.7	4.7	24.3
Penha de Franca	8.0	28.1	1.0	1.0	28.1
Peniche	10.1	33.7	0.1	0.1	33.7
Pêro Pinheiro	22.4	51.3	28.2	22.4	51.3
Peso da Régua	12.9	39.7	1.3	1.3	39.7
Pinhel	9.8	27.9	4.4	4.4	27.9

Pombal	11.0	37.8	0.0	0.0	37.8
Ponte da Barca	6.1	23.1	1.5	1.5	23.1
Ponte de Lima	10.8	36.8	0.0	0.0	36.8
Ponte de Sor	3.8	8.0	0.5	0.5	8.0
Pontinha	6.8	28.5	0.1	0.1	28.5
Portalegre	10.5	34.2	0.1	0.1	34.2
Portel	19.1	48.4	5.6	5.6	48.4
Porto de Mós	13.9	39.6	0.1	0.1	39.6
Pova de Lanhoso	9.4	33.1	0.2	0.2	33.1
Pova de Santa Iria	8.7	30.5	0.0	0.0	30.5
Pova de Varzim	10.9	38.4	0.0	0.0	38.4
Proença-a-Nova	8.1	26.7	1.3	1.3	26.7
Queluz	9.6	35.2	0.0	0.0	35.2
Quinta da Lomba	12.9	40.3	8.3	8.3	40.3
Reboleira	14.9	43.3	0.0	0.0	43.3
Redondo	7.0	25.9	3.8	3.8	25.9
Reguengos de Monsaraz	7.4	28.1	0.9	0.9	28.1
Resende	6.2	23.1	1.6	1.6	23.1
Ribeira de Pena	15.9	44.0	20.3	15.9	44.0
Rio de Mouro	8.5	30.1	0.0	0.0	30.1
Rio Maior	5.9	26.5	0.9	0.9	26.5
Rio Tinto - Sede	7.6	31.1	0.0	0.0	31.1
Sabrosa	8.5	30.6	5.7	5.7	30.6
Sabugal	6.8	19.3	0.5	0.5	19.3
Sacavém	10.5	37.7	0.0	0.0	37.7
Salvaterra	9.7	35.6	0.3	0.3	35.6
Santa Clara	4.8	12.1	0.6	0.6	12.1
Santa Comba Dão	10.8	35.5	1.0	1.0	35.5
Santa Maria da Feira	7.6	31.9	0.0	0.0	31.9
Santa Marta de Penaguião	7.3	26.8	5.2	5.2	26.8
Santarém	6.3	27.1	0.0	0.0	27.1
Santiago do Cacém	11.5	39.8	0.0	0.0	39.8
Santo Condestável	10.5	31.7	3.5	3.5	31.7
Santo Tirso	5.8	20.9	0.0	0.0	20.9
São João	9.2	33.4	0.1	0.1	33.4
São João da Madeira	10.0	34.3	1.3	1.3	34.3
São João da Pesqueira	5.0	14.3	2.3	2.3	14.3
São Martinho do Bispo	6.0	18.3	0.1	0.1	18.3
São Pedro do Sul	6.3	22.6	0.2	0.2	22.6
São Sebastião	12.5	42.6	0.0	0.0	42.6
Sardoal	11.9	37.6	12.5	11.9	37.6
Sátão	4.5	9.1	0.8	0.8	9.1
Seia	13.7	39.9	0.0	0.0	39.9
Seixal	10.1	34.4	0.0	0.0	34.4
Sernancelhe	7.1	24.2	3.6	3.6	24.2
Serpa	6.3	18.8	0.5	0.5	18.8
Sertã	9.1	33.1	0.2	0.2	33.1
Sesimbra	10.2	36.9	0.0	0.0	36.9
Sete Rios	10.8	36.5	0.0	0.0	36.5
Setúbal	14.1	44.3	0.0	0.0	44.3
Sever do Vouga	7.4	24.4	0.9	0.9	24.4
Sines	11.7	41.0	2.1	2.1	41.0
Sintra	14.8	43.8	0.0	0.0	43.8
Sobral de Monte Agraço	18.4	46.5	4.1	4.1	46.5
Soure	5.1	17.0	0.2	0.2	17.0
Sousel	5.3	20.7	5.5	5.3	20.7
Tabua	7.1	26.0	1.2	1.2	26.0

Tabuaço	5.4	17.6	3.4	3.4	17.6
Taipas	10.9	36.6	0.0	0.0	36.6
Tarouca	6.5	18.3	4.8	4.8	18.3
Terras de Bouro	11.0	33.4	6.3	6.3	33.4
Tomar	5.5	21.0	0.0	0.0	21.0
Tondela	6.7	22.2	0.0	0.0	22.2
Torre de Moncorvo	4.8	12.8	3.2	3.2	12.8
Torres Novas	7.4	26.6	0.0	0.0	26.6
Torres Vedras	16.5	46.0	0.0	0.0	46.0
Trancoso	7.9	25.2	2.2	2.2	25.2
Trofa	11.4	39.9	0.0	0.0	39.9
Vagos	5.2	17.5	0.1	0.1	17.5
Vale de Cambra	5.6	20.3	0.3	0.3	20.3
Valença	14.0	43.1	1.6	1.6	43.1
Valongo	11.6	38.3	0.0	0.0	38.3
Valpaços	6.8	28.5	0.3	0.3	28.5
Venda Nova	12.7	39.6	0.0	0.0	39.6
Vendas Novas	5.1	15.6	3.4	3.4	15.6
Viana do Alentejo	14.6	43.7	8.8	8.8	43.7
Viana do Castelo	10.8	36.8	0.0	0.0	36.8
Vidigueira	12.5	35.7	10.9	10.9	35.7
Vieira do Minho	11.6	36.8	2.8	2.8	36.8
Vila de Rei	12.9	35.3	13.2	12.9	35.3
Vila do Conde	10.3	35.8	0.0	0.0	35.8
Vila Flor	12.6	34.7	15.5	12.6	34.7
Vila Franca de Xira	16.9	45.2	0.1	0.1	45.2
Vila Nova da Barquinha	5.1	19.4	4.5	4.5	19.4
Vila Nova de Cerveira	19.7	47.0	17.3	17.3	47.0
Vila Nova de Foz Côa	10.8	30.7	8.1	8.1	30.7
Vila Nova de Paiva	5.5	12.4	4.0	4.0	12.4
Vila Nova de Poiares	13.2	38.5	3.7	3.7	38.5
Vila Pouca de Aguiar	12.6	38.7	1.8	1.8	38.7
Vila Real - 1	7.1	25.7	0.1	0.1	25.7
Vila Real - 2	11.4	34.9	0.4	0.4	34.9
Vila Velha de Rodão	12.5	35.8	10.9	10.9	35.8
Vila Verde	9.4	35.3	0.0	0.0	35.3
Vila Viçosa	9.6	34.1	6.9	6.9	34.1
Vimioso	12.7	35.6	16.7	12.7	35.6
Vinhais	6.9	22.2	3.9	3.9	22.2
Viseu - 1	5.9	20.0	0.0	0.0	20.0
Viseu - 2	6.5	23.9	0.3	0.3	23.9
Viseu - 3	3.8	3.5	0.0	0.0	3.8
Vizela	9.2	34.8	0.0	0.0	34.8
Vouzela	11.3	32.6	1.5	1.5	32.6

Tabela B. 2: Rankings de eficiência dos centros de saúde, Cobb-Douglas

Centros de saúde	F	S	H	Min	Max
Abrantes	7	15	66	7	66
Águeda	125	154	47	47	154
Aguiar da Beira	270	169	281	169	281
Ajuda	96	88	185	88	185
Alameda	299	304	101	101	304
Alandroal	110	117	231	110	231
Albergaria-a-Velha	60	71	107	60	107
Alcácer do Sal	167	204	189	167	204
Alcanena	89	107	174	89	174

Alcântara	23	14	218	14	218
Alcobaça	294	294	1	1	294
Alcochete	318	318	219	219	318
Aldoar - Sede	101	124	94	94	124
Alenquer	195	227	126	126	227
Alfândega da Fé	301	284	316	284	316
Algueirão	155	177	91	91	177
Alhandra	290	282	112	112	290
Alijo	238	213	171	171	238
Aljustrel	117	79	203	79	203
Almada	311	315	120	120	315
Almeida	177	101	234	101	234
Almeirim	156	191	127	127	191
Almodôvar	179	151	221	151	221
Alpiarça	171	182	259	171	259
Alter do Chão	68	65	285	65	285
Alvaiázere	304	260	205	205	304
Alvalade	40	67	248	40	248
Alvito	129	52	294	52	294
Amadora	293	303	194	194	303
Amarante	124	160	2	2	160
Amares	184	161	200	161	200
Amora	258	266	56	56	266
Anadia	59	100	93	59	100
Ansião	300	273	154	154	300
Arcos de Valdevez	271	275	119	119	275
Arcozelo - Sede	75	125	3	3	125
Arganil	118	140	177	118	177
Armamar	180	209	264	180	264
Arouca	91	130	121	91	130
Arraiolos	41	56	216	41	216
Arronches	267	241	308	241	308
Arruda dos Vinhos	316	313	317	313	317
Aveiro	61	105	4	4	105
Avis	140	127	297	127	297
Azambuja	297	277	207	207	297
Baião	250	259	143	143	259
Baixa da Banheira	181	240	92	92	240
Barão de Nova Sintra	219	249	130	130	249
Barão do Corvo	235	239	72	72	239
Barcelos	202	257	5	5	257
Barrancos	108	50	292	50	292
Barreiro	281	297	77	77	297
Barroselas	203	226	173	173	226
Batalha	306	296	150	150	306
Beja	206	168	62	62	206
Belmonte	111	78	238	78	238
Benavente	67	86	131	67	131
Benfica	88	110	145	88	145
Bombarral	273	286	157	157	286
Borba	189	217	272	189	272
Boticas	74	41	261	41	261
Braga	211	253	6	6	253
Bragança	104	111	113	104	113
Cabeceiras de Basto	45	81	197	45	197
Cacém	130	171	7	7	171
Cadaval	284	278	227	227	284

Caldas da Rainha	227	234	36	36	234
Caminha	230	238	169	169	238
Campanha	286	279	208	208	286
Campo Maior	6	4	229	4	229
Cantanhede	24	30	89	24	89
Carnaxide	263	270	8	8	270
Carrazeda de Ansiães	69	25	263	25	263
Carregal do Sal	113	102	215	102	215
Cartaxo	46	74	108	46	108
Carvalhos	163	155	75	75	163
Cascais	289	298	9	9	298
Castanheira de Pêra	317	317	315	315	317
Castelo Branco	134	196	10	10	196
Castelo da Maia	216	207	95	95	216
Castelo de Paiva	193	203	176	176	203
Castelo de Vide	146	144	279	144	279
Castro Daire	11	9	142	9	142
Castro Verde	237	150	271	150	271
Celas	109	94	70	70	109
Celorico da Beira	176	129	262	129	262
Celorico de Basto	162	188	162	162	188
Chamusca	152	185	213	152	213
Chaves - 1	239	222	166	166	239
Chaves - 2	144	136	115	115	144
Cinfães	87	106	188	87	188
Condeixa-a-Nova	32	21	167	21	167
Constância	210	135	286	135	286
Coração de Jesus	307	308	312	307	312
Corroios	128	148	57	57	148
Coruche	72	73	133	72	133
Costa da Caparica	190	218	54	54	218
Cova da Piedade	143	202	79	79	202
Covilhã	313	316	11	11	316
Crato	116	95	289	95	289
Cuba	120	92	283	92	283
Darque	240	248	82	82	248
Eiras	214	180	201	180	214
Elvas	36	57	151	36	151
Entroncamento	64	66	170	64	170
Espinho	138	156	111	111	156
Esposende	252	265	84	84	265
Estarreja	119	120	85	85	120
Estremoz	127	176	161	127	176
Évora	50	112	12	12	112
Fafe	106	158	74	74	158
Famalicão	208	261	13	13	261
Fátima	62	55	230	55	230
Felgueiras	276	306	65	65	306
Fernão de Magalhães	39	37	103	37	103
Ferreira do Alentejo	213	153	245	153	245
Ferreira do Zêzere	21	27	217	21	217
Figueira da Foz	29	61	14	14	61
Figueira de Castelo Rodrigo	222	133	265	133	265
Figueiró dos Vinhos	309	289	288	288	309
Fornos de Algodres	245	126	258	126	258
Foz do Douro	170	149	55	55	170
Freixo de Espada a Cinta	173	85	301	85	301

Fronteira	17	34	257	17	257
Fundão	292	291	69	69	292
Gavião	277	264	305	264	305
Góis	269	184	270	184	270
Golegã	137	137	280	137	280
Gondomar - Sede	100	113	15	15	113
Gouveia	302	293	184	184	302
Graça	228	228	181	181	228
Grândola	305	311	306	305	311
Guarda	93	80	58	58	93
Guimarães	160	205	16	16	205
Idanha-a-Nova	58	51	223	51	223
Ílhavo	81	123	78	78	123
Lamego	15	8	105	8	105
Lapa	285	290	302	285	302
Leiria - Dr. Arnaldo Sampaio	251	272	17	17	272
Leiria - Dr. Gorjão Henriques	259	267	37	37	267
Loures	220	232	18	18	232
Lourinhã	295	280	118	118	295
Lousa	47	46	153	46	153
Lousada	187	225	63	63	225
Lumiar	242	247	129	129	247
Luz Soriano	291	300	311	291	311
Mação	8	16	253	8	253
Macedo de Cavaleiros	141	128	191	128	191
Mafra	212	235	38	38	235
Maia	102	116	19	19	116
Mangualde	35	32	179	32	179
Manteigas	320	320	320	320	320
Marco de Canavezes	157	230	39	39	230
Marinha Grande	283	271	71	71	283
Marvão	55	75	277	55	277
Marvila	82	104	136	82	136
Mealhada	27	23	139	23	139
Mêda	321	321	319	319	321
Melgaço	217	229	239	217	239
Mértola	14	17	220	14	220
Mesão Frio	310	305	314	305	314
Mira	48	69	190	48	190
Miranda do Corvo	154	146	168	146	168
Miranda do Douro	241	174	293	174	293
Mirandela	44	38	137	38	137
Mogadouro	121	93	242	93	242
Moimenta da Beira	66	31	210	31	210
Moita	287	299	146	146	299
Monção	175	190	163	163	190
Mondim de Basto	247	200	251	200	251
Monforte	2	2	243	2	243
Montalegre	92	90	249	90	249
Montargil	78	43	290	43	290
Montemor-o-Novo	161	165	144	144	165
Montemor-o-Velho	53	49	104	49	104
Montijo	266	276	110	110	276
Mora	225	143	296	143	296
Mortágua	226	166	214	166	226
Moura	114	83	148	83	148
Mourão	1	1	235	1	235

Murça	221	162	298	162	298
Murtosa	84	84	250	84	250
Nazaré	315	310	165	165	315
Negrelos	215	262	90	90	262
Nelas	34	26	172	26	172
Nisa	3	5	225	3	225
Norton de Matos	71	54	83	54	83
Óbidos	196	164	183	164	196
Odemira	142	131	102	102	142
Odivelas	288	301	20	20	301
Oeiras	236	246	21	21	246
Oleiros	147	121	278	121	278
Olivais	107	108	98	98	108
Oliveira de Azeméis	186	231	22	22	231
Oliveira de Frades	90	68	228	68	228
Oliveira do Bairro	126	122	155	122	155
Oliveira do Douro	131	147	23	23	147
Oliveira do Hospital	174	214	100	100	214
Ourem	26	60	86	26	86
Ourique	246	167	275	167	275
Ovar	135	159	43	43	159
Pacos de Ferreira	145	134	48	48	145
Palmela	233	258	44	44	258
Pampilhosa da Serra	265	216	268	216	268
Paranhos	168	179	117	117	179
Parede	164	194	24	24	194
Paredes	244	268	25	25	268
Paredes de Coura	278	274	274	274	278
Pedrógão Grande	150	138	282	138	282
Penacova	38	39	160	38	160
Penafiel	136	189	26	26	189
Penalva do Castelo	10	10	224	10	224
Penamacor	95	44	321	44	321
Penedono	149	53	295	53	295
Penela	122	76	255	76	255
Penha de Franca	115	114	186	114	186
Peniche	182	178	106	106	182
Pêro Pinheiro	319	319	318	318	319
Peso da Régua	260	252	193	193	260
Pinhel	172	109	252	109	252
Pombal	209	237	27	27	237
Ponte da Barca	51	63	199	51	199
Ponte de Lima	199	223	51	51	223
Ponte de Sor	4	6	159	4	159
Pontinha	73	119	124	73	124
Portalegre	191	183	114	114	191
Portel	312	314	267	267	314
Porto de Mós	272	251	123	123	272
Povoa de Lanhoso	158	170	132	132	170
Povoa de Santa Iria	139	139	45	45	139
Povoa de Varzim	204	243	40	40	243
Proença-a-Nova	123	98	196	98	196
Queluz	165	197	28	28	197
Quinta da Lomba	262	263	287	262	287
Reboleira	282	285	52	52	285
Redondo	80	89	241	80	241
Reguengos de Monsaraz	97	115	178	97	178

Resende	52	64	204	52	204
Ribeira de Pena	296	292	313	292	313
Rio de Mouro	133	132	59	59	133
Rio Maior	42	96	180	42	180
Rio Tinto - Sede	105	145	29	29	145
Sabrosa	132	141	269	132	269
Sabugal	76	35	156	35	156
Sacavém	194	236	30	30	236
Salvaterra	169	208	149	149	208
Santa Clara	13	11	164	11	164
Santa Comba Dão	201	201	187	187	201
Santa Maria da Feira	103	157	31	31	157
Santa Marta de Penaguião	94	99	260	94	260
Santarém	54	103	32	32	103
Santiago do Cacém	229	254	87	87	254
Santo Condestável	192	152	236	152	236
Santo Tirso	37	47	80	37	80
São João	153	173	125	125	173
São João da Madeira	178	186	195	178	195
São João da Pesqueira	16	18	212	16	212
São Martinho do Bispo	49	28	122	28	122
São Pedro do Sul	56	62	138	56	138
São Sebastião	249	281	41	41	281
Sardoal	243	233	303	233	303
Sátão	9	7	175	7	175
Seia	268	256	81	81	268
Seixal	183	187	42	42	187
Sernancelhe	86	72	237	72	237
Serpa	57	33	158	33	158
Sertã	148	172	135	135	172
Sesimbra	185	224	88	88	224
Sete Rios	197	215	73	73	215
Setúbal	275	295	64	64	295
Sever do Vouga	98	77	182	77	182
Sines	234	269	209	209	269
Sintra	280	288	60	60	288
Sobral de Monte Agraço	308	309	247	247	309
Soure	20	20	134	20	134
Sousel	25	45	266	25	266
Tabua	83	91	192	83	192
Tabuaço	28	24	232	24	232
Taipas	205	219	53	53	219
Tarouca	63	29	256	29	256
Terras de Bouro	207	175	273	175	273
Tomar	30	48	67	30	67
Tondela	70	59	76	59	76
Torre de Moncorvo	12	13	226	12	226
Torres Novas	99	97	68	68	99
Torres Vedras	298	307	33	33	307
Trancoso	112	82	211	82	211
Trofa	224	255	96	96	255
Vagos	22	22	128	22	128
Vale de Cambra	33	42	141	33	141
Valença	274	283	202	202	283
Valongo	231	242	34	34	242
Valpaços	77	118	140	77	140
Venda Nova	256	250	46	46	256

Vendas Novas	19	19	233	19	233
Viana do Alentejo	279	287	291	279	291
Viana do Castelo	200	221	61	61	221
Vidigueira	253	210	299	210	299
Vieira do Minho	232	220	222	220	232
Vila de Rei	261	198	304	198	304
Vila do Conde	188	212	35	35	212
Vila Flor	254	192	307	192	307
Vila Franca de Xira	303	302	109	109	303
Vila Nova da Barquinha	18	36	254	18	254
Vila Nova de Cerveira	314	312	310	310	314
Vila Nova de Foz Côa	198	142	284	142	284
Vila Nova de Paiva	31	12	246	12	246
Vila Nova de Poiares	264	244	240	240	264
Vila Pouca de Aguiar	255	245	206	206	255
Vila Real - 1	85	87	116	85	116
Vila Real - 2	223	195	152	152	223
Vila Velha de Rodão	248	211	300	211	300
Vila Verde	159	199	49	49	199
Vila Viçosa	166	181	276	166	276
Vimioso	257	206	309	206	309
Vinhais	79	58	244	58	244
Viseu - 1	43	40	50	40	50
Viseu - 2	65	70	147	65	147
Viseu - 3	5	3	97	3	97
Vizela	151	193	99	99	193
Vouzela	218	163	198	163	218

Tabela B. 3: Poupança potencial dos centros de saúde (%), Translog

Centros de saúde	F	S	H	Min	Max
Abrantes	3.6	13.7	0.0	0.0	13.7
Águeda	7.8	33.6	0.0	0.0	33.6
Aguiar da Beira	12.5	42.9	7.2	7.2	42.9
Ajuda	7.6	32.2	0.9	0.9	32.2
Alameda	17.5	47.7	0.0	0.0	47.7
Alandroal	7.9	31.6	3.3	3.3	31.6
Albergaria-a-Velha	6.7	29.6	0.0	0.0	29.6
Alcácer do Sal	10.0	36.8	0.8	0.8	36.8
Alcanena	7.2	30.8	0.7	0.7	30.8
Alcântara	5.7	25.4	2.8	2.8	25.4
Alcobaça	16.5	46.0	0.0	0.0	46.0
Alcochete	22.9	52.3	2.3	2.3	52.3
Aldoar - Sede	7.5	31.8	0.0	0.0	31.8
Alenquer	10.5	38.8	0.1	0.1	38.8
Alfândega da Fé	17.5	47.2	22.7	17.5	47.2
Algueirão	9.2	35.8	0.0	0.0	35.8
Alhandra	16.3	46.1	0.0	0.0	46.1
Aljojo	12.2	41.0	0.6	0.6	41.0
Aljustrel	8.2	32.9	1.5	1.5	32.9
Almada	18.5	49.9	0.1	0.1	49.9
Almeida	9.9	37.4	3.3	3.3	37.4
Almeirim	9.5	36.5	0.1	0.1	36.5
Almodôvar	9.7	37.2	2.6	2.6	37.2
Alpiarça	12.0	37.7	5.5	5.5	37.7
Alter do Chão	6.6	27.6	8.2	6.6	27.6
Alvaiázere	16.1	48.5	1.7	1.7	48.5

Alvalade	7.4	32.1	4.9	4.9	32.1
Alvito	5.7	30.6	8.0	5.7	30.6
Amadora	15.4	46.3	0.9	0.9	46.3
Amarante	7.4	33.1	0.0	0.0	33.1
Amares	10.5	38.0	1.3	1.3	38.0
Amora	12.8	42.5	0.0	0.0	42.5
Anadia	5.7	27.5	0.0	0.0	27.5
Ansião	17.8	47.6	0.4	0.4	47.6
Arcos de Valdevez	13.9	43.9	0.1	0.1	43.9
Arcozelo - Sede	6.2	28.8	0.0	0.0	28.8
Arganil	7.9	33.4	0.7	0.7	33.4
Armamar	11.6	36.7	5.9	5.9	36.7
Arouca	6.9	31.4	0.1	0.1	31.4
Arraiolos	5.9	25.1	2.4	2.4	25.1
Arronches	13.5	42.2	17.3	13.5	42.2
Arruda dos Vinhos	20.9	51.8	23.8	20.9	51.8
Aveiro	5.6	27.3	0.0	0.0	27.3
Avis	8.6	34.2	9.6	8.6	34.2
Azambuja	18.5	47.6	1.5	1.5	47.6
Baião	12.7	42.2	0.2	0.2	42.2
Baixa da Banheira	9.8	37.8	0.0	0.0	37.8
Barão de Nova Sintra	10.9	39.9	0.1	0.1	39.9
Barão do Corvo	12.3	40.7	0.0	0.0	40.7
Barcelos	8.8	38.2	0.0	0.0	38.2
Barrancos	5.8	27.3	9.2	5.8	27.3
Barreiro	14.5	45.0	0.0	0.0	45.0
Barroselas	11.7	39.8	0.7	0.7	39.8
Batalha	18.0	48.3	0.3	0.3	48.3
Beja	13.6	39.5	0.0	0.0	39.5
Belmonte	7.1	31.9	3.4	3.4	31.9
Benavente	7.0	31.2	0.1	0.1	31.2
Benfica	7.4	30.7	0.2	0.2	30.7
Bombarral	15.0	44.1	0.4	0.4	44.1
Borba	12.9	38.0	7.2	7.2	38.0
Boticas	6.3	28.4	5.0	5.0	28.4
Braga	9.8	38.1	0.0	0.0	38.1
Bragança	7.7	32.1	0.0	0.0	32.1
Cabeceiras de Basto	5.8	28.2	1.2	1.2	28.2
Cacém	7.8	33.5	0.0	0.0	33.5
Cadaval	15.6	45.6	2.8	2.8	45.6
Caldas da Rainha	12.1	40.0	0.0	0.0	40.0
Caminha	11.8	40.8	0.6	0.6	40.8
Campanha	16.4	45.7	1.6	1.6	45.7
Campo Maior	3.7	12.6	3.3	3.3	12.6
Cantanhede	5.4	22.6	0.0	0.0	22.6
Carnaxide	13.4	42.2	0.0	0.0	42.2
Carrazeda de Ansiães	6.3	28.4	4.9	4.9	28.4
Carregal do Sal	8.0	32.8	2.3	2.3	32.8
Cartaxo	5.7	26.4	0.0	0.0	26.4
Carvalhos	11.9	37.9	0.0	0.0	37.9
Cascais	15.0	45.0	0.0	0.0	45.0
Castanheira de Pêra	23.9	50.9	26.8	23.9	50.9
Castelo Branco	8.0	34.5	0.0	0.0	34.5
Castelo da Maia	11.8	40.1	0.0	0.0	40.1
Castelo de Paiva	11.8	41.0	0.7	0.7	41.0
Castelo de Vide	9.6	33.9	8.5	8.5	33.9
Castro Daire	4.8	19.2	0.2	0.2	19.2

Castro Verde	12.8	40.7	5.6	5.6	40.7
Celas	8.8	32.3	0.0	0.0	32.3
Celorico da Beira	9.9	37.2	5.1	5.1	37.2
Celorico de Basto	9.5	37.4	0.4	0.4	37.4
Chamusca	9.5	35.9	2.0	2.0	35.9
Chaves - 1	12.3	41.1	0.5	0.5	41.1
Chaves - 2	9.4	37.4	0.1	0.1	37.4
Cinfães	7.0	31.0	0.8	0.8	31.0
Condeixa-a-Nova	6.0	25.3	0.6	0.6	25.3
Constância	8.9	36.7	8.7	8.7	36.7
Coração de Jesus	19.8	50.9	19.9	19.8	50.9
Corroios	8.2	34.2	0.0	0.0	34.2
Coruche	6.9	29.2	0.1	0.1	29.2
Costa da Caparica	10.2	37.8	0.0	0.0	37.8
Cova da Piedade	7.9	34.7	0.0	0.0	34.7
Covilhã	19.7	50.5	0.0	0.0	50.5
Crato	7.6	31.7	8.5	7.6	31.7
Cuba	7.5	31.7	7.8	7.5	31.7
Darque	11.8	41.3	0.0	0.0	41.3
Eiras	12.5	40.6	1.5	1.5	40.6
Elvas	5.5	25.0	0.3	0.3	25.0
Entroncamento	6.3	28.1	0.6	0.6	28.1
Espinho	9.2	36.2	0.1	0.1	36.2
Esposende	12.6	42.8	0.0	0.0	42.8
Estarreja	8.3	33.3	0.0	0.0	33.3
Estremoz	8.4	34.1	0.5	0.5	34.1
Évora	5.0	25.5	0.0	0.0	25.5
Fafe	6.7	32.4	0.0	0.0	32.4
Famalicão	9.2	38.5	0.0	0.0	38.5
Fátima	6.1	26.9	3.0	3.0	26.9
Felgueiras	12.3	44.9	0.0	0.0	44.9
Fernão de Magalhães	6.4	26.3	0.0	0.0	26.3
Ferreira do Alentejo	11.2	39.4	3.6	3.6	39.4
Ferreira do Zêzere	5.1	21.7	2.3	2.3	21.7
Figueira da Foz	5.0	22.7	0.0	0.0	22.7
Figueira de Castelo Rodrigo	10.2	40.0	5.0	5.0	40.0
Figueiró dos Vinhos	18.5	49.2	8.5	8.5	49.2
Fornos de Algodres	12.7	40.7	5.1	5.1	40.7
Foz do Douro	13.9	36.4	0.0	0.0	36.4
Freixo de Espada a Cinta	8.0	36.0	9.2	8.0	36.0
Fronteira	6.5	18.7	6.4	6.4	18.7
Fundão	16.7	47.1	0.0	0.0	47.1
Gavião	14.7	44.2	13.7	13.7	44.2
Góis	12.9	43.0	6.0	6.0	43.0
Golegã	9.2	33.3	8.3	8.3	33.3
Gondomar - Sede	7.7	31.3	0.0	0.0	31.3
Gouveia	18.0	48.0	0.8	0.8	48.0
Graça	12.8	42.3	0.9	0.9	42.3
Grândola	17.8	48.1	14.6	14.6	48.1
Guarda	8.5	31.1	0.0	0.0	31.1
Guimarães	8.9	36.0	0.0	0.0	36.0
Idanha-a-Nova	6.3	28.6	2.8	2.8	28.6
Ílhavo	6.4	30.9	0.0	0.0	30.9
Lamego	5.8	20.9	0.0	0.0	20.9
Lapa	16.0	46.3	13.3	13.3	46.3
Leiria - Dr. Arnaldo Sampaio	11.8	41.6	0.0	0.0	41.6
Leiria - Dr. Gorgão Henriques	13.0	42.5	0.0	0.0	42.5

Loures	11.8	39.8	0.0	0.0	39.8
Lourinhã	17.8	47.2	0.1	0.1	47.2
Lousa	6.9	29.0	0.3	0.3	29.0
Lousada	10.0	38.9	0.0	0.0	38.9
Lumiar	12.2	41.1	0.1	0.1	41.1
Luz Soriano	16.4	46.0	17.8	16.4	46.0
Mação	4.6	17.7	4.5	4.5	17.7
Macedo de Cavaleiros	8.9	35.8	1.0	1.0	35.8
Mafra	11.6	39.9	0.0	0.0	39.9
Maia	8.0	31.0	0.0	0.0	31.0
Mangualde	5.8	25.2	0.8	0.8	25.2
Manteigas	28.9	60.3	40.6	28.9	60.3
Marco de Canavezes	8.8	36.3	0.0	0.0	36.3
Marinha Grande	17.3	45.7	0.0	0.0	45.7
Marvão	8.3	27.0	10.0	8.3	27.0
Marvila	7.4	31.7	0.2	0.2	31.7
Mealhada	5.4	23.5	0.2	0.2	23.5
Mêda	37.9	68.6	38.0	37.9	68.6
Melgaço	12.0	40.1	3.6	3.6	40.1
Mértola	4.6	20.4	2.7	2.7	20.4
Mesão Frio	20.2	48.4	26.0	20.2	48.4
Mira	6.0	27.6	1.0	1.0	27.6
Miranda do Corvo	9.6	36.4	0.6	0.6	36.4
Miranda do Douro	11.1	40.9	8.4	8.4	40.9
Mirandela	6.0	26.3	0.2	0.2	26.3
Mogadouro	7.8	33.4	3.4	3.4	33.4
Moimenta da Beira	7.2	28.8	2.1	2.1	28.8
Moita	15.0	45.9	0.2	0.2	45.9
Monção	9.9	37.5	0.5	0.5	37.5
Mondim de Basto	12.6	41.3	4.3	4.3	41.3
Monforte	3.3	7.6	3.9	3.3	7.6
Montalegre	7.1	30.9	3.6	3.6	30.9
Montargil	5.8	27.7	8.1	5.8	27.7
Montemor-o-Novo	9.6	36.7	0.2	0.2	36.7
Montemor-o-Velho	6.9	27.5	0.0	0.0	27.5
Montijo	13.8	43.8	0.0	0.0	43.8
Mora	11.6	39.7	9.9	9.9	39.7
Mortágua	13.3	40.8	2.4	2.4	40.8
Moura	8.6	32.9	0.2	0.2	32.9
Mourão	3.6	0.0	4.3	0.0	4.3
Murça	11.9	40.0	10.9	10.9	40.0
Murtosa	7.2	30.5	4.2	4.2	30.5
Nazaré	21.8	51.7	0.5	0.5	51.7
Negrelos	10.8	40.1	0.0	0.0	40.1
Nelas	5.8	25.2	0.6	0.6	25.2
Nisa	3.4	10.0	3.0	3.0	10.0
Norton de Matos	8.1	29.5	0.0	0.0	29.5
Óbidos	10.2	38.9	0.9	0.9	38.9
Odemira	9.8	35.4	0.0	0.0	35.4
Odivelas	14.5	45.1	0.0	0.0	45.1
Oeiras	12.2	40.2	0.0	0.0	40.2
Oleiros	8.6	35.4	6.8	6.8	35.4
Olivais	8.5	32.6	0.0	0.0	32.6
Oliveira de Azeméis	9.4	37.5	0.0	0.0	37.5
Oliveira de Frades	7.1	30.5	3.3	3.3	30.5
Oliveira do Bairro	8.8	34.1	0.4	0.4	34.1
Oliveira do Douro	9.4	33.4	0.0	0.0	33.4

Oliveira do Hospital	9.3	37.6	0.0	0.0	37.6
Ourem	4.7	22.8	0.0	0.0	22.8
Ourique	11.7	40.9	6.3	6.3	40.9
Ovar	8.7	34.7	0.0	0.0	34.7
Pacos de Ferreira	11.5	37.0	0.0	0.0	37.0
Palmela	10.9	40.2	0.0	0.0	40.2
Pampilhosa da Serra	12.8	42.9	5.8	5.8	42.9
Paranhos	10.1	37.0	0.1	0.1	37.0
Parede	9.4	35.9	0.0	0.0	35.9
Paredes	11.1	41.1	0.0	0.0	41.1
Paredes de Coura	15.3	44.8	6.4	6.4	44.8
Pedrógão Grande	9.0	34.7	8.1	8.1	34.7
Penacova	5.8	25.7	0.5	0.5	25.7
Penafiel	7.6	35.0	0.0	0.0	35.0
Penalva do Castelo	4.3	18.3	3.0	3.0	18.3
Penamacor	6.6	31.5	ND	6.6	31.5
Penedono	6.6	33.1	7.9	6.6	33.1
Penela	8.3	33.1	4.8	4.8	33.1
Penha de Franca	8.7	34.0	0.9	0.9	34.0
Peniche	10.3	38.0	0.0	0.0	38.0
Pêro Pinheiro	24.4	54.8	29.0	24.4	54.8
Peso da Régua	13.3	42.7	1.1	1.1	42.7
Pinhel	10.7	37.2	4.2	4.2	37.2
Pombal	11.1	38.9	0.0	0.0	38.9
Ponte da Barca	6.0	26.7	1.4	1.4	26.7
Ponte de Lima	10.9	38.8	0.0	0.0	38.8
Ponte de Sor	3.5	11.9	0.4	0.4	11.9
Pontinha	6.9	30.3	0.1	0.1	30.3
Portalegre	11.0	39.2	0.1	0.1	39.2
Portel	20.9	50.2	5.9	5.9	50.2
Porto de Mós	15.6	44.5	0.1	0.1	44.5
Povoa de Lanhoso	9.6	36.7	0.1	0.1	36.7
Povoa de Santa Iria	9.4	35.0	0.0	0.0	35.0
Povoa de Varzim	10.1	39.2	0.0	0.0	39.2
Proença-a-Nova	8.2	33.3	1.2	1.2	33.3
Queluz	9.5	35.7	0.0	0.0	35.7
Quinta da Lomba	13.2	42.9	7.4	7.4	42.9
Reboleira	15.5	45.3	0.0	0.0	45.3
Redondo	7.1	29.2	3.8	3.8	29.2
Reguengos de Monsaraz	7.3	31.0	0.8	0.8	31.0
Resende	6.1	26.7	1.5	1.5	26.7
Ribeira de Pena	17.6	45.9	21.0	17.6	45.9
Rio de Mouro	9.1	34.5	0.0	0.0	34.5
Rio Maior	5.7	25.7	0.7	0.7	25.7
Rio Tinto - Sede	7.1	31.1	0.0	0.0	31.1
Sabrosa	9.0	33.6	5.9	5.9	33.6
Sabugal	7.5	31.0	0.4	0.4	31.0
Sacavém	10.1	36.9	0.0	0.0	36.9
Salvaterra	9.9	37.0	0.3	0.3	37.0
Santa Clara	5.5	21.3	0.5	0.5	21.3
Santa Comba Dão	11.2	39.4	0.9	0.9	39.4
Santa Maria da Feira	6.4	29.9	0.0	0.0	29.9
Santa Marta de Penaguião	7.5	30.9	5.1	5.1	30.9
Santarém	5.5	26.3	0.0	0.0	26.3
Santiago do Cacém	12.0	41.0	0.0	0.0	41.0
Santo Condestável	11.0	39.9	4.0	4.0	39.9
Santo Tirso	6.1	26.4	0.0	0.0	26.4

São João	9.9	37.4	0.1	0.1	37.4
São João da Madeira	10.1	37.5	1.3	1.3	37.5
São João da Pesqueira	4.9	21.3	2.2	2.2	21.3
São Martinho do Bispo	6.6	26.6	0.1	0.1	26.6
São Pedro do Sul	6.3	27.7	0.2	0.2	27.7
São Sebastião	12.1	42.0	0.0	0.0	42.0
Sardoal	15.6	40.0	18.1	15.6	40.0
Sátão	4.4	18.0	0.7	0.7	18.0
Seia	14.7	44.2	0.0	0.0	44.2
Seixal	11.4	38.3	0.0	0.0	38.3
Sernancelhe	6.9	29.3	3.8	3.8	29.3
Serpa	7.2	27.8	0.5	0.5	27.8
Sertã	9.0	35.8	0.1	0.1	35.8
Sesimbra	9.7	38.3	0.0	0.0	38.3
Sete Rios	11.7	39.1	0.0	0.0	39.1
Setúbal	12.6	44.2	0.0	0.0	44.2
Sever do Vouga	7.9	31.8	0.8	0.8	31.8
Sines	13.3	40.7	1.9	1.9	40.7
Sintra	14.7	45.3	0.0	0.0	45.3
Sobral de Monte Agraço	19.7	49.0	4.1	4.1	49.0
Soure	5.2	22.2	0.1	0.1	22.2
Sousel	6.1	21.8	6.3	6.1	21.8
Tabua	7.2	30.9	1.1	1.1	30.9
Tabuaço	5.3	22.3	3.4	3.4	22.3
Taipas	11.7	40.6	0.0	0.0	40.6
Tarouca	7.3	29.3	5.2	5.2	29.3
Terras de Bouro	11.4	39.4	6.2	6.2	39.4
Tomar	5.2	23.3	0.0	0.0	23.3
Tondela	7.5	29.2	0.0	0.0	29.2
Torre de Moncorvo	4.5	20.3	2.9	2.9	20.3
Torres Novas	8.0	31.2	0.0	0.0	31.2
Torres Vedras	16.9	46.8	0.0	0.0	46.8
Trancoso	7.6	32.8	2.0	2.0	32.8
Trofa	11.2	40.3	0.0	0.0	40.3
Vagos	5.2	23.1	0.1	0.1	23.1
Vale de Cambra	5.5	25.2	0.2	0.2	25.2
Valença	14.9	44.2	1.4	1.4	44.2
Valongo	13.1	41.7	0.0	0.0	41.7
Valpaços	7.1	30.3	0.2	0.2	30.3
Venda Nova	13.4	42.0	0.0	0.0	42.0
Vendas Novas	4.9	21.8	3.3	3.3	21.8
Viana do Alentejo	17.6	44.2	10.2	10.2	44.2
Viana do Castelo	11.0	38.9	0.0	0.0	38.9
Vidigueira	12.0	41.2	10.1	10.1	41.2
Vieira do Minho	12.3	41.2	2.5	2.5	41.2
Vila de Rei	11.3	41.2	13.1	11.3	41.2
Vila do Conde	10.6	37.9	0.0	0.0	37.9
Vila Flor	12.3	41.6	14.3	12.3	41.6
Vila Franca de Xira	17.8	48.2	0.0	0.0	48.2
Vila Nova da Barquinha	5.6	20.3	4.8	4.8	20.3
Vila Nova de Cerveira	21.0	50.8	19.0	19.0	50.8
Vila Nova de Foz Côa	10.5	39.0	7.5	7.5	39.0
Vila Nova de Paiva	4.6	22.4	3.8	3.8	22.4
Vila Nova de Poiares	15.0	44.1	4.1	4.1	44.1
Vila Pouca de Aguiar	13.5	43.0	1.5	1.5	43.0
Vila Real - 1	7.2	30.5	0.1	0.1	30.5
Vila Real - 2	12.8	40.9	0.3	0.3	40.9

Vila Velha de Rodão	11.9	41.9	11.5	11.5	41.9
Vila Verde	8.8	36.7	0.0	0.0	36.7
Vila Viçosa	10.2	36.7	7.0	7.0	36.7
Vimioso	11.7	42.1	15.3	11.7	42.1
Vinhais	6.7	30.4	3.6	3.6	30.4
Viseu - 1	6.3	25.7	0.0	0.0	25.7
Viseu - 2	6.4	28.6	0.2	0.2	28.6
Viseu - 3	3.9	12.8	0.0	0.0	12.8
Vizela	9.3	38.5	0.0	0.0	38.5
Vouzela	13.8	41.5	1.4	1.4	41.5

Tabela B. 4: Rankings de eficiência dos centros de saúde, Translog

Centros de saúde	F	S	H	Min	Max
Abrantes	5	7	1	1	7
Águeda	111	129	1	1	129
Aguiar da Beira	243	265	277	243	277
Ajuda	107	111	190	107	190
Alameda	296	301	1	1	301
Alandroal	116	102	233	102	233
Albergaria-a-Velha	71	76	1	1	76
Alcácer do Sal	179	165	184	165	184
Alcanena	88	86	174	86	174
Alcântara	33	37	224	33	224
Alcobaça	292	290	1	1	292
Alcochete	317	318	214	214	318
Aldoar - Sede	100	107	1	1	107
Alenquer	189	195	123	123	195
Alfândega da Fé	297	297	314	297	314
Algueirão	152	148	1	1	152
Alhandra	289	292	1	1	292
Alijo	236	236	169	169	236
Aljustrel	124	117	202	117	202
Almada	306	310	117	117	310
Almeida	173	174	232	173	232
Almeirim	160	158	128	128	160
Almodôvar	168	170	220	168	220
Alpiarça	231	181	263	181	263
Alter do Chão	67	57	286	57	286
Alvaiázere	288	307	208	208	307
Alvalade	97	109	255	97	255
Alvito	36	84	283	36	283
Amadora	282	294	188	188	294
Amarante	96	120	1	1	120
Amares	190	187	198	187	198
Amora	252	260	1	1	260
Anadia	37	55	1	1	55
Ansião	303	299	155	155	303
Arcos de Valdevez	269	269	118	118	269
Arcozelo - Sede	54	68	1	1	68
Arganil	114	125	177	114	177
Armamar	212	161	268	161	268
Arouca	73	100	121	73	121
Arraiolos	45	32	218	32	218
Arronches	264	257	308	257	308
Arruda dos Vinhos	313	317	315	313	317
Aveiro	31	52	1	1	52

Avis	134	136	295	134	295
Azambuja	307	300	205	205	307
Baião	248	255	143	143	255
Baixa da Banheira	170	182	1	1	182
Barão de Nova Sintra	196	214	130	130	214
Barão do Corvo	237	229	1	1	237
Barcelos	139	190	1	1	190
Barrancos	40	53	294	40	294
Barreiro	271	281	1	1	281
Barroselas	217	211	173	173	217
Batalha	304	305	151	151	305
Beja	266	208	1	1	266
Belmonte	84	108	234	84	234
Benavente	79	98	131	79	131
Benfica	98	85	140	85	140
Bombarral	279	271	157	157	279
Borba	255	188	278	188	278
Boticas	55	63	257	55	257
Braga	172	189	1	1	189
Bragança	108	110	1	1	110
Cabeceiras de Basto	42	62	195	42	195
Cacém	110	128	1	1	128
Cadaval	285	285	223	223	285
Caldas da Rainha	232	216	1	1	232
Caminha	221	231	167	167	231
Campanha	290	287	207	207	290
Campo Maior	6	5	230	5	230
Cantanhede	26	25	1	1	26
Carnaxide	263	256	1	1	263
Carraceda de Ansiães	60	64	256	60	256
Carregal do Sal	119	115	215	115	215
Cartaxo	34	46	1	1	46
Carvalhos	226	185	1	1	226
Cascais	280	280	1	1	280
Castanheira de Pêra	318	315	317	315	318
Castelo Branco	121	137	1	1	137
Castelo da Maia	223	220	1	1	223
Castelo de Paiva	224	237	175	175	237
Castelo de Vide	165	131	289	131	289
Castro Daire	15	12	146	12	146
Castro Verde	249	227	264	227	264
Celas	138	112	1	1	138
Celorico da Beira	177	171	259	171	259
Celorico de Basto	162	176	158	158	176
Chamusca	161	151	211	151	211
Chaves - 1	239	240	166	166	240
Chaves - 2	156	175	119	119	175
Cinfães	80	93	181	80	181
Condeixa-a-Nova	48	36	168	36	168
Constância	144	162	292	144	292
Coração de Jesus	311	314	312	311	314
Corroios	125	135	1	1	135
Coruche	74	71	133	71	133
Costa da Caparica	184	183	1	1	184
Cova da Piedade	113	141	1	1	141
Covilhã	309	312	1	1	312
Crato	104	104	291	104	291

Cuba	103	103	281	103	281
Darque	220	245	1	1	245
Eiras	242	225	206	206	242
Elvas	27	31	150	27	150
Entroncamento	58	61	171	58	171
Espinho	150	154	113	113	154
Esposende	244	262	1	1	262
Estarreja	126	124	1	1	126
Estremoz	129	133	162	129	162
Évora	19	38	1	1	38
Fafe	72	113	1	1	113
Famalicão	151	194	1	1	194
Fátima	53	50	228	50	228
Felgueiras	240	279	1	1	279
Fernão de Magalhães	63	43	1	1	63
Ferreira do Alentejo	206	207	240	206	240
Ferreira do Zêzere	20	19	216	19	216
Figueira da Foz	18	26	1	1	26
Figueira de Castelo Rodrigo	186	215	258	186	258
Figueiró dos Vinhos	308	309	290	290	309
Fornos de Algodres	247	230	260	230	260
Foz do Douro	270	156	1	1	270
Freixo de Espada a Cinta	117	153	293	117	293
Fronteira	65	11	274	11	274
Fundão	293	296	1	1	296
Gavião	274	275	304	274	304
Góis	254	267	269	254	269
Golegã	149	123	287	123	287
Gondomar - Sede	109	99	1	1	109
Gouveia	305	302	180	180	305
Graça	253	258	185	185	258
Grândola	302	303	306	302	306
Guarda	131	95	1	1	131
Guimarães	142	152	1	1	152
Idanha-a-Nova	57	66	222	57	222
Ílhavo	62	88	1	1	88
Lamego	38	16	1	1	38
Lapa	287	293	303	287	303
Leiria - Dr. Arnaldo Sampaio	219	248	1	1	248
Leiria - Dr. Gorgão Henriques	256	259	1	1	259
Loures	222	210	1	1	222
Lourinhã	300	298	120	120	300
Lousa	75	69	153	69	153
Lousada	178	198	1	1	198
Lumiar	235	239	124	124	239
Luz Soriano	291	291	309	291	309
Mação	13	8	252	8	252
Macedo de Cavaleiros	143	149	191	143	191
Mafra	211	212	1	1	212
Maia	118	92	1	1	118
Mangualde	44	33	179	33	179
Manteigas	320	320	320	320	320
Marco de Canavezes	137	155	1	1	155
Marinha Grande	295	286	1	1	295
Marvão	128	51	297	51	297
Marvila	95	105	136	95	136
Mealhada	25	30	138	25	138

Mêda	321	321	319	319	321
Melgaço	230	221	238	221	238
Mértola	12	15	221	12	221
Mesão Frio	312	306	316	306	316
Mira	49	56	192	49	192
Miranda do Corvo	166	157	170	157	170
Miranda do Douro	203	233	288	203	288
Mirandela	47	42	137	42	137
Mogadouro	112	126	235	112	235
Moimenta da Beira	90	67	212	67	212
Moita	278	288	141	141	288
Monção	175	177	163	163	177
Mondim de Basto	245	246	251	245	251
Monforte	1	2	244	1	244
Montalegre	86	90	239	86	239
Montargil	41	59	285	41	285
Montemor-o-Novo	167	163	145	145	167
Montemor-o-Velho	77	54	1	1	77
Montijo	268	268	1	1	268
Mora	213	209	296	209	296
Mortágua	261	232	217	217	261
Moura	132	118	147	118	147
Mourão	4	1	250	1	250
Murça	227	217	300	217	300
Murtosa	91	83	249	83	249
Nazaré	316	316	164	164	316
Negrelos	194	219	1	1	219
Nelas	39	35	172	35	172
Nisa	2	3	227	2	227
Norton de Matos	122	75	1	1	122
Óbidos	187	197	186	186	197
Odemira	171	145	1	1	171
Odivelas	272	282	1	1	282
Oeiras	234	223	1	1	234
Oleiros	133	144	275	133	275
Olivais	130	114	1	1	130
Oliveira de Azeméis	157	179	1	1	179
Oliveira de Frades	85	81	229	81	229
Oliveira do Bairro	140	134	154	134	154
Oliveira do Douro	155	127	1	1	155
Oliveira do Hospital	154	180	1	1	180
Ourem	14	27	1	1	27
Ourique	214	235	271	214	271
Ovar	136	139	1	1	139
Pacos de Ferreira	210	167	1	1	210
Palmela	195	222	1	1	222
Pampilhosa da Serra	251	263	265	251	265
Paranhos	180	169	116	116	180
Parede	159	150	1	1	159
Paredes	201	241	1	1	241
Paredes de Coura	281	278	273	273	281
Pedrógão Grande	147	140	284	140	284
Penacova	43	39	161	39	161
Penafiel	106	142	1	1	142
Penalva do Castelo	8	10	226	8	226
Penamacor	68	101	321	68	321
Penedono	69	121	282	69	282

Penela	127	119	254	119	254
Penha de Franca	135	132	189	132	189
Peniche	188	186	1	1	188
Pêro Pinheiro	319	319	318	318	319
Peso da Régua	259	261	193	193	261
Pinhel	193	172	248	172	248
Pombal	202	199	1	1	202
Ponte da Barca	46	48	200	46	200
Ponte de Lima	197	196	1	1	197
Ponte de Sor	3	4	159	3	159
Pontinha	78	78	125	78	125
Portalegre	199	203	114	114	203
Portel	314	311	267	267	314
Porto de Mós	286	277	126	126	286
Povoa de Lanhoso	164	164	132	132	164
Povoa de Santa Iria	158	143	1	1	158
Povoa de Varzim	183	204	1	1	204
Proença-a-Nova	123	122	196	122	196
Queluz	163	146	1	1	163
Quinta da Lomba	258	264	279	258	279
Reboleira	283	283	1	1	283
Redondo	81	72	243	72	243
Reguengos de Monsaraz	94	94	182	94	182
Resende	50	49	204	49	204
Ribeira de Pena	298	289	313	289	313
Rio de Mouro	148	138	1	1	148
Rio Maior	35	40	176	35	176
Rio Tinto - Sede	83	96	1	1	96
Sabrosa	145	130	266	130	266
Sabugal	102	91	156	91	156
Sacavém	181	166	1	1	181
Salvaterra	174	168	149	149	174
Santa Clara	29	18	165	18	165
Santa Comba Dão	205	206	187	187	206
Santa Maria da Feira	61	77	1	1	77
Santa Marta de Penaguião	99	89	261	89	261
Santarém	30	44	1	1	44
Santiago do Cacém	228	238	1	1	238
Santo Condestável	200	213	245	200	245
Santo Tirso	51	45	1	1	51
São João	176	173	127	127	176
São João da Madeira	182	178	197	178	197
São João da Pesqueira	16	17	213	16	213
São Martinho do Bispo	66	47	122	47	122
São Pedro do Sul	56	58	139	56	139
São Sebastião	233	252	1	1	252
Sardoal	284	218	310	218	310
Sátão	9	9	178	9	178
Seia	273	273	1	1	273
Seixal	209	191	1	1	209
Sernancelhe	76	74	241	74	241
Serpa	92	60	160	60	160
Sertã	146	147	135	135	147
Sesimbra	169	192	1	1	192
Sete Rios	218	202	1	1	218
Setúbal	246	274	1	1	274
Sever do Vouga	115	106	183	106	183

Sines	260	228	209	209	260
Sintra	275	284	1	1	284
Sobral de Monte Agraço	310	308	247	247	310
Soure	21	22	134	21	134
Sousel	52	20	272	20	272
Tabua	87	87	194	87	194
Tabuaço	24	23	236	23	236
Taipas	215	226	1	1	226
Tarouca	93	73	262	73	262
Terras de Bouro	208	205	270	205	270
Tomar	23	29	1	1	29
Tondela	101	70	1	1	101
Torre de Moncorvo	10	14	225	10	225
Torres Novas	120	97	1	1	120
Torres Vedras	294	295	1	1	295
Trancoso	105	116	210	105	210
Trofa	204	224	1	1	224
Vagos	22	28	129	22	129
Vale de Cambra	28	34	144	28	144
Valença	276	276	199	199	276
Valongo	257	250	1	1	257
Valpaços	82	79	142	79	142
Venda Nova	262	253	1	1	262
Vendas Novas	17	21	231	17	231
Viana do Alentejo	299	272	299	272	299
Viana do Castelo	198	200	1	1	200
Vidigueira	229	243	298	229	298
Vieira do Minho	241	242	219	219	242
Vila de Rei	207	244	302	207	302
Vila do Conde	192	184	1	1	192
Vila Flor	238	249	305	238	305
Vila Franca de Xira	301	304	1	1	304
Vila Nova da Barquinha	32	13	253	13	253
Vila Nova de Cerveira	315	313	311	311	315
Vila Nova de Foz Côa	191	201	280	191	280
Vila Nova de Paiva	11	24	242	11	242
Vila Nova de Poiares	277	270	246	246	277
Vila Pouca de Aguiar	265	266	203	203	266
Vila Real - 1	89	82	115	82	115
Vila Real - 2	250	234	152	152	250
Vila Velha de Rodão	225	251	301	225	301
Vila Verde	141	160	1	1	160
Vila Viçosa	185	159	276	159	276
Vimioso	216	254	307	216	307
Vinhais	70	80	237	70	237
Viseu - 1	59	41	1	1	59
Viseu - 2	64	65	148	64	148
Viseu - 3	7	6	1	1	7
Vizela	153	193	1	1	193
Vouzela	267	247	201	201	267

Tabela B. 5: Valores extremos da poupança potencial dos centros de saúde (%), Cobb-Douglas e Translog

Centros de saúde	CD		T		CD-T	
	Min	Max	Min	Max	Min	Max
Abrantes	0.0	13.4	0.0	13.7	0.0	13.7
Águeda	0.0	31.8	0.0	33.6	0.0	33.6

Aguiar da Beira	7.7	32.9	7.2	42.9	7.2	42.9
Ajuda	1.0	25.9	0.9	32.2	0.9	32.2
Alameda	0.0	45.4	0.0	47.7	0.0	47.7
Alandroal	3.3	28.4	3.3	31.6	3.3	31.6
Albergaria-a-Velha	0.1	23.9	0.0	29.6	0.0	29.6
Alcácer do Sal	1.0	35.5	0.8	36.8	0.0	46.0
Alcanena	0.8	27.8	0.7	30.8	0.8	36.8
Alcântara	2.6	13.2	2.8	25.4	0.7	30.8
Alcobaça	0.0	44.2	0.0	46.0	0.0	44.2
Alcochete	2.7	51.0	2.3	52.3	2.3	52.3
Aldoar - Sede	0.0	28.9	0.0	31.8	0.0	31.8
Alenquer	0.1	37.1	0.1	38.8	0.1	38.8
Alfândega da Fé	16.7	43.2	17.5	47.2	16.7	47.2
Algueirão	0.0	33.6	0.0	35.8	0.0	35.8
Alhandra	0.1	42.8	0.0	46.1	0.0	46.1
Alijo	0.7	36.4	0.6	41.0	0.6	41.0
Aljustrel	1.6	24.5	1.5	32.9	1.5	32.9
Almada	0.1	49.5	0.1	49.9	0.1	49.9
Almeida	3.4	26.8	3.3	37.4	3.3	37.4
Almeirim	0.1	34.7	0.1	36.5	0.1	36.5
Almodôvar	2.8	31.6	2.6	37.2	2.6	37.2
Alpiarça	5.0	34.1	5.5	37.7	5.0	37.7
Alter do Chão	6.7	23.3	6.6	27.6	6.6	27.6
Alvaiázere	1.7	40.0	1.7	48.5	1.7	48.5
Alvalade	4.1	23.4	4.9	32.1	4.1	32.1
Alvito	8.4	21.5	5.7	30.6	5.7	30.6
Amadora	1.3	45.2	0.9	46.3	0.9	46.3
Amarante	0.0	32.3	0.0	33.1	0.0	33.1
Amares	1.6	32.5	1.3	38.0	1.3	38.0
Amora	0.0	40.6	0.0	42.5	0.0	42.5
Anadia	0.0	26.8	0.0	27.5	0.0	27.5
Ansião	0.4	41.7	0.4	47.6	0.4	47.6
Arcos de Valdevez	0.1	42.1	0.1	43.9	0.1	43.9
Arcozelo - Sede	0.0	29.2	0.0	28.8	0.0	29.2
Arganil	0.8	30.6	0.7	33.4	0.7	33.4
Armamar	5.5	35.6	5.9	36.7	5.5	36.7
Arouca	0.1	29.9	0.1	31.4	0.1	31.4
Arraiolos	2.4	22.1	2.4	25.1	2.4	25.1
Arronches	13.7	38.2	13.5	42.2	13.5	42.2
Arruda dos Vinhos	20.7	47.4	20.9	51.8	20.7	51.8
Aveiro	0.0	27.4	0.0	27.3	0.0	27.4
Avis	8.9	29.5	8.6	34.2	8.6	34.2
Azambuja	1.8	42.3	1.5	47.6	1.5	47.6
Baião	0.3	40.0	0.2	42.2	0.2	42.2
Baixa da Banheira	0.0	38.1	0.0	37.8	0.0	38.1
Barão de Nova Sintra	0.1	39.4	0.1	39.9	0.1	39.9
Barão do Corvo	0.0	38.1	0.0	40.7	0.0	40.7
Barcelos	0.0	39.9	0.0	38.2	0.0	39.9
Barrancos	7.7	21.3	5.8	27.3	5.8	27.3
Barreiro	0.0	44.7	0.0	45.0	0.0	45.0
Barroelas	0.8	37.0	0.7	39.8	0.7	39.8
Batalha	0.3	44.4	0.3	48.3	0.3	48.3
Beja	0.0	32.8	0.0	39.5	0.0	39.5
Belmonte	3.6	24.5	3.4	31.9	3.4	31.9
Benavente	0.1	25.6	0.1	31.2	0.1	31.2
Benfica	0.3	27.9	0.2	30.7	0.2	30.7
Bombarral	0.5	43.5	0.4	44.1	0.4	44.1

Borba	6.1	36.6	7.2	38.0	6.1	38.0
Boticas	5.3	20.1	5.0	28.4	5.0	28.4
Braga	0.0	39.8	0.0	38.1	0.0	39.8
Bragança	0.1	28.0	0.0	32.1	0.0	32.1
Cabeceiras de Basto	1.5	25.0	1.2	28.2	1.2	28.2
Cacém	0.0	33.1	0.0	33.5	0.0	33.5
Cadaval	3.3	42.4	2.8	45.6	2.8	45.6
Caldas da Rainha	0.0	37.6	0.0	40.0	0.0	40.0
Caminha	0.7	38.0	0.6	40.8	0.6	40.8
Campanha	1.8	42.5	1.6	45.7	1.6	45.7
Campo Maior	3.3	5.8	3.3	12.6	3.3	12.6
Cantanhede	0.0	18.7	0.0	22.6	0.0	22.6
Carnaxide	0.0	41.0	0.0	42.2	0.0	42.2
Carrazeda de Ansiães	5.4	17.7	4.9	28.4	4.9	28.4
Carregal do Sal	2.4	27.0	2.3	32.8	2.3	32.8
Cartaxo	0.1	24.3	0.0	26.4	0.0	26.4
Carvalhos	0.0	31.9	0.0	37.9	0.0	37.9
Cascais	0.0	44.8	0.0	45.0	0.0	45.0
Castanheira de Pêra	20.8	49.8	23.9	50.9	20.8	50.9
Castelo Branco	0.0	35.2	0.0	34.5	0.0	35.2
Castelo da Maia	0.0	35.6	0.0	40.1	0.0	40.1
Castelo de Paiva	0.8	35.5	0.7	41.0	0.7	41.0
Castelo de Vide	7.5	31.1	8.5	33.9	7.5	33.9
Castro Daire	0.3	10.3	0.2	19.2	0.2	19.2
Castro Verde	6.1	31.5	5.6	40.7	5.6	40.7
Celas	0.0	26.1	0.0	32.3	0.0	32.3
Celorico da Beira	5.3	29.6	5.1	37.2	5.1	37.2
Celorico de Basto	0.6	34.4	0.4	37.4	0.4	37.4
Chamusca	2.3	34.3	2.0	35.9	2.0	35.9
Chaves - 1	0.6	36.8	0.5	41.1	0.5	41.1
Chaves - 2	0.1	30.3	0.1	37.4	0.1	37.4
Cinfães	1.0	27.7	0.8	31.0	0.8	31.0
Condeixa-a-Nova	0.6	17.3	0.6	25.3	0.6	25.3
Constância	8.3	30.3	8.7	36.7	8.3	36.7
Coração de Jesus	17.9	46.1	19.8	50.9	17.9	50.9
Corroios	0.0	31.5	0.0	34.2	0.0	34.2
Coruche	0.2	24.2	0.1	29.2	0.1	29.2
Costa da Caparica	0.0	36.6	0.0	37.8	0.0	37.8
Cova da Piedade	0.0	35.5	0.0	34.7	0.0	35.5
Covilhã	0.0	49.8	0.0	50.5	0.0	50.5
Crato	8.0	26.5	7.6	31.7	7.6	31.7
Cuba	7.9	26.0	7.5	31.7	7.5	31.7
Darque	0.0	39.3	0.0	41.3	0.0	41.3
Èiras	1.6	33.9	1.5	40.6	1.5	40.6
Elvas	0.4	22.2	0.3	25.0	0.3	25.0
Entroncamento	0.7	23.4	0.6	28.1	0.6	28.1
Espinho	0.1	31.9	0.1	36.2	0.1	36.2
Esposende	0.0	40.5	0.0	42.8	0.0	42.8
Estarreja	0.0	28.6	0.0	33.3	0.0	33.3
Estremoz	0.6	33.6	0.5	34.1	0.5	34.1
Évora	0.0	28.0	0.0	25.5	0.0	28.0
Fafe	0.0	32.0	0.0	32.4	0.0	32.4
Famalicão	0.0	40.1	0.0	38.5	0.0	40.1
Fátima	3.3	21.9	3.0	26.9	3.0	26.9
Felgueiras	0.0	46.0	0.0	44.9	0.0	46.0
Fernão de Magalhães	0.0	19.5	0.0	26.3	0.0	26.3
Ferreira do Alentejo	4.0	31.8	3.6	39.4	3.6	39.4

Ferreira do Zêzere	2.5	18.2	2.3	21.7	2.3	21.7
Figueira da Foz	0.0	22.4	0.0	22.7	0.0	22.7
Figueira de Castelo Rodrigo	5.5	30.2	5.0	40.0	5.0	40.0
Figueiró dos Vinhos	8.5	43.8	8.5	49.2	8.5	49.2
Fornos de Algodres	5.0	29.2	5.1	40.7	5.0	40.7
Foz do Douro	0.0	31.5	0.0	36.4	0.0	36.4
Freixo de Espada a Cinta	9.8	25.4	8.0	36.0	8.0	36.0
Fronteira	4.9	19.1	6.4	18.7	4.9	19.1
Fundão	0.0	44.0	0.0	47.1	0.0	47.1
Gavião	13.7	40.4	13.7	44.2	13.7	44.2
Góis	6.0	34.2	6.0	43.0	6.0	43.0
Golegã	7.7	30.4	8.3	33.3	7.7	33.3
Gondomar - Sede	0.0	28.0	0.0	31.3	0.0	31.3
Gouveia	0.9	44.1	0.8	48.0	0.8	48.0
Graça	0.9	37.1	0.9	42.3	0.9	42.3
Grândola	15.4	46.9	14.6	48.1	14.6	48.1
Guarda	0.0	24.6	0.0	31.1	0.0	31.1
Guimarães	0.0	35.5	0.0	36.0	0.0	36.0
Idanha-a-Nova	2.9	21.3	2.8	28.6	2.8	28.6
Ílhavo	0.0	28.9	0.0	30.9	0.0	30.9
Lamego	0.1	9.4	0.0	20.9	0.0	20.9
Lapa	12.5	43.9	13.3	46.3	12.5	46.3
Leiria - Dr. Arnaldo Sampaio	0.0	41.3	0.0	41.6	0.0	41.6
Leiria - Dr. Gorjão Henriques	0.0	40.8	0.0	42.5	0.0	42.5
Loures	0.0	37.5	0.0	39.8	0.0	39.8
Lourinhã	0.1	42.5	0.1	47.2	0.1	47.2
Lousa	0.4	20.8	0.3	29.0	0.3	29.0
Lousada	0.0	36.9	0.0	38.9	0.0	38.9
Lumiar	0.1	38.8	0.1	41.1	0.1	41.1
Luz Soriano	15.4	44.9	16.4	46.0	15.4	46.0
Mação	4.4	14.1	4.5	17.7	4.4	17.7
Macedo de Cavaleiros	1.1	29.6	1.0	35.8	1.0	35.8
Mafra	0.0	37.7	0.0	39.9	0.0	39.9
Maia	0.0	28.4	0.0	31.0	0.0	31.0
Mangualde	0.9	18.8	0.8	25.2	0.8	25.2
Manteigas	30.2	56.1	28.9	60.3	28.9	60.3
Marco de Canavezes	0.0	37.3	0.0	36.3	0.0	37.3
Marinha Grande	0.0	41.0	0.0	45.7	0.0	45.7
Marvão	6.3	24.3	8.3	27.0	6.3	27.0
Marvila	0.2	27.3	0.2	31.7	0.2	31.7
Mealhada	0.2	17.6	0.2	23.5	0.2	23.5
Mêda	37.9	63.9	37.9	68.6	37.9	68.6
Melgaço	3.7	37.3	3.6	40.1	3.6	40.1
Mértola	2.8	14.3	2.7	20.4	2.7	20.4
Mesão Frio	18.5	45.6	20.2	48.4	18.5	48.4
Mira	1.1	23.8	1.0	27.6	1.0	27.6
Miranda do Corvo	0.6	31.4	0.6	36.4	0.6	36.4
Miranda do Douro	9.5	33.4	8.4	40.9	8.4	40.9
Mirandela	0.2	19.9	0.2	26.3	0.2	26.3
Mogadouro	3.9	26.1	3.4	33.4	3.4	33.4
Moimenta da Beira	2.1	18.7	2.1	28.8	2.1	28.8
Moita	0.3	44.9	0.2	45.9	0.2	45.9
Monção	0.6	34.7	0.5	37.5	0.5	37.5
Mondim de Basto	4.3	35.4	4.3	41.3	4.3	41.3
Monforte	0.6	3.9	3.3	7.6	0.6	7.6
Montalegre	4.2	26.0	3.6	30.9	3.6	30.9
Montargil	6.9	20.5	5.8	27.7	5.8	27.7

Montemor-o-Novo	0.3	32.7	0.2	36.7	0.2	36.7
Montemor-o-Velho	0.0	21.2	0.0	27.5	0.0	27.5
Montijo	0.1	42.2	0.0	43.8	0.0	43.8
Mora	9.8	31.0	9.9	39.7	9.8	39.7
Mortágua	2.4	32.7	2.4	40.8	2.4	40.8
Moura	0.3	25.3	0.2	32.9	0.2	32.9
Mourão	0.0	3.5	0.0	4.3	0.0	4.3
Murça	10.7	32.5	10.9	40.0	10.7	40.0
Murtosa	4.3	25.3	4.2	30.5	4.2	30.5
Nazaré	0.6	46.8	0.5	51.7	0.5	51.7
Negrelos	0.0	40.1	0.0	40.1	0.0	40.1
Nelas	0.7	18.2	0.6	25.2	0.6	25.2
Nisa	3.2	6.6	3.0	10.0	3.0	10.0
Norton de Matos	0.0	21.6	0.0	29.5	0.0	29.5
Óbidos	0.9	32.7	0.9	38.9	0.9	38.9
Odemira	0.0	30.0	0.0	35.4	0.0	35.4
Odivelas	0.0	45.1	0.0	45.1	0.0	45.1
Oeiras	0.0	38.8	0.0	40.2	0.0	40.2
Oleiros	7.4	28.8	6.8	35.4	6.8	35.4
Olivais	0.0	27.9	0.0	32.6	0.0	32.6
Oliveira de Azeméis	0.0	37.4	0.0	37.5	0.0	37.5
Oliveira de Frades	3.3	23.6	3.3	30.5	3.3	30.5
Oliveira do Bairro	0.5	28.9	0.4	34.1	0.4	34.1
Oliveira do Douro	0.0	31.4	0.0	33.4	0.0	33.4
Oliveira do Hospital	0.0	36.4	0.0	37.6	0.0	37.6
Ourem	0.0	22.3	0.0	22.8	0.0	22.8
Ourique	6.8	32.7	6.3	40.9	6.3	40.9
Ovar	0.0	32.1	0.0	34.7	0.0	34.7
Pacos de Ferreira	0.0	30.2	0.0	37.0	0.0	37.0
Palmela	0.0	39.9	0.0	40.2	0.0	40.2
Pampilhosa da Serra	5.6	36.5	5.8	42.9	5.6	42.9
Paranhos	0.1	33.8	0.1	37.0	0.1	37.0
Parede	0.0	34.9	0.0	35.9	0.0	35.9
Paredes	0.0	40.8	0.0	41.1	0.0	41.1
Paredes de Coura	6.5	42.0	6.4	44.8	6.4	44.8
Pedrógão Grande	7.8	30.4	8.1	34.7	7.8	34.7
Penacova	0.5	19.9	0.5	25.7	0.5	25.7
Penafiel	0.0	34.4	0.0	35.0	0.0	35.0
Penalva do Castelo	3.1	11.2	3.0	18.3	3.0	18.3
Penamacor	7.3	20.6	6.6	31.5	6.6	31.5
Penedono	9.1	21.6	6.6	33.1	6.6	33.1
Penela	4.7	24.3	4.8	33.1	4.7	33.1
Penha de Franca	1.0	28.1	0.9	34.0	0.9	34.0
Peniche	0.1	33.7	0.0	38.0	0.0	38.0
Pêro Pinheiro	22.4	51.3	24.4	54.8	22.4	54.8
Peso da Régua	1.3	39.7	1.1	42.7	1.1	42.7
Pinhel	4.4	27.9	4.2	37.2	4.2	37.2
Pombal	0.0	37.8	0.0	38.9	0.0	38.9
Ponte da Barca	1.5	23.1	1.4	26.7	1.4	26.7
Ponte de Lima	0.0	36.8	0.0	38.8	0.0	38.8
Ponte de Sor	0.5	8.0	0.4	11.9	0.4	11.9
Pontinha	0.1	28.5	0.1	30.3	0.1	30.3
Portalegre	0.1	34.2	0.1	39.2	0.1	39.2
Portel	5.6	48.4	5.9	50.2	5.6	50.2
Porto de Mós	0.1	39.6	0.1	44.5	0.1	44.5
Povoa de Lanhoso	0.2	33.1	0.1	36.7	0.1	36.7
Povoa de Santa Iria	0.0	30.5	0.0	35.0	0.0	35.0

Pova de Varzim	0.0	38.4	0.0	39.2	0.0	39.2
Proença-a-Nova	1.3	26.7	1.2	33.3	1.2	33.3
Queluz	0.0	35.2	0.0	35.7	0.0	35.7
Quinta da Lomba	8.3	40.3	7.4	42.9	7.4	42.9
Reboleira	0.0	43.3	0.0	45.3	0.0	45.3
Redondo	3.8	25.9	3.8	29.2	3.8	29.2
Reguengos de Monsaraz	0.9	28.1	0.8	31.0	0.8	31.0
Resende	1.6	23.1	1.5	26.7	1.5	26.7
Ribeira de Pena	15.9	44.0	17.6	45.9	15.9	45.9
Rio de Mouro	0.0	30.1	0.0	34.5	0.0	34.5
Rio Maior	0.9	26.5	0.7	25.7	0.7	26.5
Rio Tinto - Sede	0.0	31.1	0.0	31.1	0.0	31.1
Sabrosa	5.7	30.6	5.9	33.6	5.7	33.6
Sabugal	0.5	19.3	0.4	31.0	0.4	31.0
Sacavém	0.0	37.7	0.0	36.9	0.0	37.7
Salvaterra	0.3	35.6	0.3	37.0	0.3	37.0
Santa Clara	0.6	12.1	0.5	21.3	0.5	21.3
Santa Comba Dão	1.0	35.5	0.9	39.4	0.9	39.4
Santa Maria da Feira	0.0	31.9	0.0	29.9	0.0	31.9
Santa Marta de Penaguião	5.2	26.8	5.1	30.9	5.1	30.9
Santarém	0.0	27.1	0.0	26.3	0.0	27.1
Santiago do Cacém	0.0	39.8	0.0	41.0	0.0	41.0
Santo Condestável	3.5	31.7	4.0	39.9	3.5	39.9
Santo Tirso	0.0	20.9	0.0	26.4	0.0	26.4
São João	0.1	33.4	0.1	37.4	0.1	37.4
São João da Madeira	1.3	34.3	1.3	37.5	1.3	37.5
São João da Pesqueira	2.3	14.3	2.2	21.3	2.2	21.3
São Martinho do Bispo	0.1	18.3	0.1	26.6	0.1	26.6
São Pedro do Sul	0.2	22.6	0.2	27.7	0.2	27.7
São Sebastião	0.0	42.6	0.0	42.0	0.0	42.6
Sardoal	11.9	37.6	15.6	40.0	11.9	40.0
Sátão	0.8	9.1	0.7	18.0	0.7	18.0
Seia	0.0	39.9	0.0	44.2	0.0	44.2
Seixal	0.0	34.4	0.0	38.3	0.0	38.3
Sernancelhe	3.6	24.2	3.8	29.3	3.6	29.3
Serpa	0.5	18.8	0.5	27.8	0.5	27.8
Sertã	0.2	33.1	0.1	35.8	0.1	35.8
Sesimbra	0.0	36.9	0.0	38.3	0.0	38.3
Sete Rios	0.0	36.5	0.0	39.1	0.0	39.1
Setúbal	0.0	44.3	0.0	44.2	0.0	44.3
Sever do Vouga	0.9	24.4	0.8	31.8	0.8	31.8
Sines	2.1	41.0	1.9	40.7	1.9	41.0
Sintra	0.0	43.8	0.0	45.3	0.0	45.3
Sobral de Monte Agraço	4.1	46.5	4.1	49.0	4.1	49.0
Soure	0.2	17.0	0.1	22.2	0.1	22.2
Sousel	5.3	20.7	6.1	21.8	5.3	21.8
Tabua	1.2	26.0	1.1	30.9	1.1	30.9
Tabuaço	3.4	17.6	3.4	22.3	3.4	22.3
Taipas	0.0	36.6	0.0	40.6	0.0	40.6
Tarouca	4.8	18.3	5.2	29.3	4.8	29.3
Terras de Bouro	6.3	33.4	6.2	39.4	6.2	39.4
Tomar	0.0	21.0	0.0	23.3	0.0	23.3
Tondela	0.0	22.2	0.0	29.2	0.0	29.2
Torre de Moncorvo	3.2	12.8	2.9	20.3	2.9	20.3
Torres Novas	0.0	26.6	0.0	31.2	0.0	31.2
Torres Vedras	0.0	46.0	0.0	46.8	0.0	46.8
Trancoso	2.2	25.2	2.0	32.8	2.0	32.8

Trofa	0.0	39.9	0.0	40.3	0.0	40.3
Vagos	0.1	17.5	0.1	23.1	0.1	23.1
Vale de Cambra	0.3	20.3	0.2	25.2	0.2	25.2
Valença	1.6	43.1	1.4	44.2	1.4	44.2
Valongo	0.0	38.3	0.0	41.7	0.0	41.7
Valpaços	0.3	28.5	0.2	30.3	0.2	30.3
Venda Nova	0.0	39.6	0.0	42.0	0.0	42.0
Vendas Novas	3.4	15.6	3.3	21.8	3.3	21.8
Viana do Alentejo	8.8	43.7	10.2	44.2	8.8	44.2
Viana do Castelo	0.0	36.8	0.0	38.9	0.0	38.9
Vidigueira	10.9	35.7	10.1	41.2	10.1	41.2
Vieira do Minho	2.8	36.8	2.5	41.2	2.5	41.2
Vila de Rei	12.9	35.3	11.3	41.2	11.3	41.2
Vila do Conde	0.0	35.8	0.0	37.9	0.0	37.9
Vila Flor	12.6	34.7	12.3	41.6	12.3	41.6
Vila Franca de Xira	0.1	45.2	0.0	48.2	0.0	48.2
Vila Nova da Barquinha	4.5	19.4	4.8	20.3	4.5	20.3
Vila Nova de Cerveira	17.3	47.0	19.0	50.8	17.3	50.8
Vila Nova de Foz Côa	8.1	30.7	7.5	39.0	7.5	39.0
Vila Nova de Paiva	4.0	12.4	3.8	22.4	3.8	22.4
Vila Nova de Poiares	3.7	38.5	4.1	44.1	3.7	44.1
Vila Pouca de Aguiar	1.8	38.7	1.5	43.0	1.5	43.0
Vila Real - 1	0.1	25.7	0.1	30.5	0.1	30.5
Vila Real - 2	0.4	34.9	0.3	40.9	0.3	40.9
Vila Velha de Rodão	10.9	35.8	11.5	41.9	10.9	41.9
Vila Verde	0.0	35.3	0.0	36.7	0.0	36.7
Vila Viçosa	6.9	34.1	7.0	36.7	6.9	36.7
Vimioso	12.7	35.6	11.7	42.1	11.7	42.1
Vinhais	3.9	22.2	3.6	30.4	3.6	30.4
Viseu - 1	0.0	20.0	0.0	25.7	0.0	25.7
Viseu - 2	0.3	23.9	0.2	28.6	0.2	28.6
Viseu - 3	0.0	3.8	0.0	12.8	0.0	12.8
Vizela	0.0	34.8	0.0	38.5	0.0	38.5
Vouzela	1.5	32.6	1.4	41.5	1.4	41.5

