

AS ECONOMIAS DE ESCALA NA INDÚSTRIA DE SEGUROS. APLICAÇÃO AO CASO PORTUGUÊS

Carlos Pereira da Silva (*)

Introdução

Quando se analisa a problemática das economias de escala, pretende-se essencialmente verificar qual a evolução a longo prazo da curva-envelope de custos para as diferentes dimensões da empresa. Três situações podem ocorrer:

- a) A curva-envelope é decrescente até uma determinada dimensão, onde atinge o seu ponto mínimo; neste ponto ele é tangente à curva de custos médios de curto prazo. É a situação clássica;
- b) A curva-envelope é decrescente até uma determinada dimensão da empresa, tornando-se paralela ao eixo das abcissas a partir daí; significa isto que os custos médios de longo prazo, logo que atingem o seu valor mínimo, se estabilizam. É a situação encontrada na maior parte dos trabalhos empíricos que utilizam a função Cobb-Douglas;
- c) A curva-envelope é decrescente até certa dimensão, não existindo, no entanto, um ponto mínimo exclusivo, mas um intervalo onde, para várias dimensões, se verifica o mesmo nível de custos. À direita do intervalo, os custos voltam a ser crescentes com o nível de produção. É uma situação intermédia que nos parece a mais ajustada à realidade.

A presença de eventuais economias de escala aconselharia que, para fazer face às consequências do mercado interno europeu, as empresas de seguros portuguesas adquirissem uma outra dimensão. Só que, ao contrário do que aconteceu no início da década de 80, não seriam já os decisores da política económica a determinarem o processo de redimensionamento da indústria de seguros em Portugal, mas a própria dinâmica empresarial em função da nova situação do mercado.

O presente trabalho pretende testar a hipótese da existência de economias de escala na indústria de seguros em Portugal, com base num conceito de *output* próprio, e averiguar qual a situação que melhor descreve o comportamento das curvas de custo médio de longo prazo nesta indústria. O autor apoia-se nos resultados de um modelo teórico-matemático apresentado na sua tese de doutoramento defendida na Universidade de Orleães, em Dezembro de 1988.

As questões teóricas relativas ao *output*, aos recursos investidos e aos custos operativos são abordadas na secção I. A partir de conceitos apresen-

Professor auxiliar convidado. Presidente do CIEF.

tados atrás discutimos a forma da função de custos e o modelo econométrico na secção II. Na secção III analisamos os resultados do modelo econométrico, enquanto na secção IV tentamos quantificar o efeito de escala nesta indústria. As principais conclusões encerram o nosso trabalho.

Secção I

A) Algumas questões teóricas

Em artigo anterior, Pereira da Silva (1989) distingue entre as operações do Departamento Clientela, que dizem respeito à função de intermediação financeira realizada pelas seguradoras, e as operações do Departamento Tesouraria, que dizem respeito à gestão da necessidade ou da capacidade de financiamento.

Esta subdivisão da actividade da empresa de seguros em dois sectores, Departamento Clientela e Departamento Tesouraria, é importante, uma vez que nos permite avaliar a dimensão das seguradoras a partir da definição de recursos financeiros investidos (RI) ⁽¹⁾. Esta noção equivale à de capitais envolvidos utilizada pelos autores que analisam a produção bancária, nomeadamente Levy-Garboua (1977) e Barata (1981).

Os RI são basicamente constituídos pela soma dos capitais próprios e reservas com as provisões técnicas dos contratos de seguros dos aderentes aos fundos mútuos. Estas provisões que resultam do próprio processo produtivo constituem de certa forma «depósitos» condicionais dos clientes junto das seguradoras, equivalentes aos depósitos bancários. Se o peso das provisões técnicas de resseguro cedido no balanço for relativamente pequeno, os recursos investidos correspondem ao total do passivo.

A intermediação financeira realizada pelas empresas de seguros têm a ver, em nossa opinião, com o processo de obtenção e aplicação dos recursos financeiros.

Com efeito, agindo em nome dos seus accionistas e por conta dos seus segurados, elas recebem um poder de agência ⁽²⁾ em sentido lato que lhes permite operarem no mercado de capitais.

O resultado líquido das suas operações técnicas e financeiras é a margem que lhes permite fazer face aos seus custos operativos envolvidos neste processo de agência.

Assim, o *output* das companhias de seguros é, *grosso modo*, a diferença entre o total de receita obtida (prémios e rendimentos financeiros) e as prestações pagas (indemnizações, novas provisões e resultados distribuídos).

⁽¹⁾ *Investable Funds*, em inglês.

⁽²⁾ Cf. Stephen Ross (1973).

Os custos operativos do Departamento Clientela, função orgânica das empresas de seguros, são essencialmente constituídos por:

- a) Despesas com pessoal (custo do factor trabalho) (w);
- b) Comissões (custo do factor informação) (i);
- c) Dotação às amortizações (reprodução do factor capital) (r).

A avaliação destes custos é fundamental para a análise das economias de escala e da rentabilidade da empresa de seguros.

Secção II — O modelo econométrico da função de custos na empresa de seguros

1 — Os estudos anteriores

A análise das economias de escala deve, em nossa opinião, inserir-se no contexto mais geral do estudo da produção e dos custos da empresa de seguros. No entanto, a maior parte dos estudos empíricos realizados sobre a evolução da curva de custos médios de longo prazo na firma de seguros não tem subjacente qualquer teoria da produção, dado que se limitam a efectuar uma aplicação *ad hoc* de uma função arbitrária, normalmente Cobb-Douglas, pela sua fácil utilização econométrica, aos elementos contabilísticos da conta de exploração. Este tipo de abordagem é criticado por Simon (1980) com o argumento de que os resultados a que se chegam por esta via não provêm da existência de uma qualquer teoria da produção, mas tão-somente de uma função interfirmas com base numa identidade contabilística.

Segundo Barata (1985), a análise dos coeficientes da função de custos não pode ser desligada do problema de identificação do modelo, no qual a função de produção e a sua dual, a função de custos, constituem as principais equações do sistema.

Assim, todos os trabalhos publicados sobre o estudo da função de custos, obtidos empiricamente a partir de cortes horizontais na indústria de seguros, podem ser considerados, segundo Friedman (1955), falaciosos, uma vez que, na opinião deste, as economias de escala podem ficar a dever-se mais a erros dos responsáveis da empresa, ou à existência de factores produtivos especializados específicos às empresas, do que ao crescimento interno desta.

A evolução dos estudos sobre a função de custos em seguros processou-se seguindo três vias, sem qualquer lógica interna comum a cada uma delas e cronologicamente separadas no tempo.

Numa primeira fase, a evolução dos custos médios de longo prazo foi analisada a partir da obtenção de rácios médios de despesa, relacionando custos operativos e diferentes volumes de *output*, sendo este medido, de uma forma geral, pelos prémios de seguros. De entre estes estudos destacamos os de Hensley (1958) et Prichet (1973), os quais concluem pela existência de uma relação inversa entre a dimensão e o rácio da despesa.

Numa segunda fase, os autores avançam com uma função linear de custos, arbitrária, onde os principais argumentos são o *output* e um certo número de variáveis de homogeneização, como o peso do resseguro, o recurso ou não a intermediários na venda de apólices de seguro, a forma jurídica das sociedades e ainda os ramos de seguro explorados pelas sociedades. Os trabalhos mais representativos desta fase são os de Joskow (1973), Hammond e outros (1971), Borch (1976) e Quirin e Walters (1981). As economias de escala são, nestes modelos, medidas a partir do ponto de intersecção da curva de custos médios com o eixo das ordenadas. Quanto maior for o valor de intersecção, maior será o efeito da escala na função de custos.

Finalmente, numa terceira etapa, inaugurada por Houston e Simon (1970), o custo médio de longo prazo é uma função não linear de uma série de argumentos e de entre estes de uma forma funcional do *output*⁽³⁾. Incluem-se neste grupo os trabalhos de Blair, Jackson e Vogel (1975) e Geehan (1977). O efeito de escala passa então a ser medido a partir da análise do coeficiente do *output*.

A tentativa de ligar os custos a uma função de produção subjacente foi inicialmente realizada por Allen (1974), que admite um modelo multiplicativo do tipo Cobb-Douglas para explicar a evolução dos custos na empresa de seguros. Esta via foi utilizada igualmente por Cummins (1977), Praetz (1981), Johnston e outros (1981), Doherty (1981) e Skogh (1982). Recentemente Outreville e Proulx (1985) e Outreville (1987) demonstraram que a existência de economias de escala é uma condição necessária mas não suficiente para explicar as fusões de empresas de seguros no Canadá e em França.

Finalmente, Kellner e Mathewson (1983) testam uma função transcendental logarítmica, uma vez que, segundo eles, os modelos multiplicativos com elasticidade constante implicam condições demasiado restritivas ao seu funcionamento e não permitem a utilização de mais de dois *inputs* como argumentos da função.

2 — A teoria da dualidade e a sua aplicação à empresa de seguros

Segundo Pereira da Silva (1989), a discussão do processo produtivo e a identificação dos custos operativos permitem identificar os *inputs* primários necessários à produção do serviço «Seguro». Como consequência, os custos de produção não são senão os relativos à aquisição das quantidades desses *inputs*, os quais são passíveis de avaliação, como em qualquer outra empresa produtiva, se soubermos quais os seus preços respectivos.

Se existe um *output* «Seguros» bem definido e se a sua medida é possível, então, segundo Griliches (1964), Johansen (1972), Jorgenson e Lau (1974),

⁽³⁾ As formas mais utilizadas são o logaritmo do *output* ou o seu inverso, e ainda o inverso do *output*.

existe uma relação matemática abstracta entre *outputs* e *inputs* a que se pode chamar a função de produção. Esta função dá-nos as diversas combinações dos factores produtivos necessários à obtenção de um certo nível de produto.

Porém, dada a dificuldade em medir o *stock* de capital utilizado pela empresa de seguros, devido à heterogeneidade da sua composição, a função de produção, que tem como um dos seus argumentos principais o factor capital, não pode ser facilmente estimada, ou, sendo-o, o risco de obtenção de coeficientes enviesados é grande por deficiência da sua identificação.

No entanto, sabemos que existe uma relação dual entre a função de produção e a função de custos e que elas têm a mesma forma matemática. Com efeito, segundo Uzawa (1964), Shephard (1953, 1970), Diewert (1974, 1978) e McFadden e outros (1978), é possível determinar a partir da análise dos coeficientes da função de custos o processo de produção subjacente.

Johnston (1960) apresenta a dedução matemática da função de custos a partir de uma função de produção Cobb-Douglas e mais recentemente Barata (1981) apresenta igual dedução para o caso de uma função de produção CES ⁽⁴⁾.

Como foi sublinhado por Benston (1965) e Nerlove (1963), a função de custos não é senão uma forma reduzida obtida a partir da resolução do sistema estrutural constituído pela função de produção e as relações de produtividade marginal.

A vantagem principal de se trabalhar directamente com a função de custos é que, como escreve Walters (1963), não temos qualquer necessidade de conhecer a quantidade física de *output* produzido e dos *inputs* utilizados. Esta via foi utilizada largamente pelos autores que se dedicaram ao estudo da função de custos na empresa bancária, nomeadamente Barata (1981), Benston e outros (1982) e Murray e White (1983).

Segundo McFadden (1978-1979), este resultado é de uma importância prática considerável. Ele permite ao economista traçar funções de custo e os seus sistemas de procura de *inputs* e verificar a sua consistência com as hipóteses de minimização dos custos, sem recorrer à construção de argumentos complicados.

A função de custos contém, pois, toda a informação necessária para reconstruir a estrutura das possibilidades de produção.

3 — A forma matemática da função de custos

Na maior parte dos estudos sobre as características da função de produção nos intermediários financeiros é igualmente imposta uma forma teórica bastante restritiva (Cobb-Douglas ou CES).

⁽⁴⁾ Cf. também Varian (1978).

A consequência desta hipótese é que a função de custos derivada é do mesmo tipo, isto é, homogénea e de elasticidades constantes. Ainda que estas funções sejam especificações simples e convenientes para efeitos de modelização e de estimação econométrica, Murray e White (1983) constatarem que estas funções «não são capazes de gerar senão curvas de custo médio monótonas crescentes ou decrescentes».

Acresce que as especificações com elasticidades constantes implicam que as economias de escala, a existirem, são constantes para todos os níveis de *output*, impedindo assim que a curva de custo médio de longo prazo assuma a forma tradicional em U.

É para obviar a estas condições restritivas que Christensen e Greene (1976), Mullineaux (1978), Benston e outros (1982) e Murray e White (1983), entre outros, propõem uma forma transcendental logarítmica (abreviadamente *translog*), a qual não exige a manutenção das hipóteses clássicas atrás mencionadas.

Neste trabalho admitimos, como o faz Jorgenson (1986), que existe uma função de produção homogénea, positiva, côncava e monótona na quantidade de factores, a qual pode ser substituída pela sua dual, a função de custos, na descrição do processo produtivo de empresas de seguros.

Segundo Nerlove (1963), nas indústrias regulamentadas, como é o caso dos seguros, o objectivo da firma é a minimização dos custos ⁽⁵⁾. Ora esta hipótese implica que os coeficientes do modelo da função de custos obtidos pelo método dos mínimos quadrados vulgares são não enviesados e de variância mínima.

Desta maneira, a função matemática que utilizamos para estimar a função de custos na empresa de seguros é a seguinte:

$$\begin{aligned} \ln C = & \alpha_{TC} + \beta_Q \ln Q + 1/2 \beta_{QQ} \ln^2 Q + \alpha_w \ln w + \alpha_r \ln r + \alpha_i \ln i + \\ & 1/2 \gamma_{ww} \ln^2 w + 1/2 \gamma_{rr} \ln^2 r + 1/2 \gamma_{ii} \ln^2 i + \gamma_{wr} \ln w \ln r + \gamma_{wi} \ln w \ln i + \\ & \gamma_{ri} \ln r \ln i + \beta_{Qi} \ln Q \ln i + \beta_{Qw} \ln Q \ln w + \beta_{Qr} \ln Q \ln r + \alpha_{Reas} \ln Reas + \\ & \alpha_{Vie} \ln Vie + \alpha_{Prix} \ln Prix + \alpha_{\mu} \ln RNE + De + \mu \end{aligned}$$

com:

C = custos operativos;

Q = variável de produção;

w = preço do factor trabalho;

i = preço do factor informação;

r = preço do factor capital;

Reas = peso do resseguro cedido na carteira de prémios de seguro directo;

Vie = peso da carteira na carteira de prémios de seguro directo;

Prix = índice de preços no consumidor (1980 = 100);

RNE = medida de concentração do mercado;

DE = variável *dummy* para a forma jurídica.

⁽⁵⁾ Segundo Jorgenson (1986) e Wallis (1979), os rendimentos crescentes são incompatíveis com a hipótese da maximização do lucro.

As restrições do modelo são, de acordo com Murray e White (1983) e Benston e outros (1983), as seguintes:

$$\left. \begin{aligned} \alpha w + \alpha r + \alpha i &= 1 \\ \beta_{qi} + \beta_{qw} + \beta_{qr} &= 0 \\ \gamma_{ww} + \gamma_{wi} + \gamma_{ri} + \gamma_{rr} + \gamma_{rw} &= 0 \end{aligned} \right\} \text{Condições de homogeneidade}$$

e $\gamma_{wr} = \gamma_{rw}$; $\gamma_{iw} = \gamma_{wi}$; $\gamma_{ri} = \gamma_{ir} \rightarrow$ condição de simetria

Se $\beta_{qq} = \beta_{qi} = \beta_{qw} = \beta_{qr} = 0$, a função CES é aceite.

Se para além da condição anterior se verificar igualmente $\gamma_{ir} = \gamma_{iw} = \gamma_{rw} = \gamma_{ii} = \gamma_{ww} = \gamma_{vr} = 0$, então a forma Cobb-Douglas é admitida.

Secção III — Os resultados e as conclusões

1 — Os dados

Os dados para a construção de um *pooling* de três cortes horizontais de empresas referente ao período de 1980 a 1982 foram obtidos a partir dos boletins de seguros editados pelo Instituto de Seguros de Portugal. Foram consideradas 30 empresas de seguros, sendo 7 públicas, 7 sociedades anónimas mistas e 16 filiais ou delegações de sociedades estrangeiras, as quais representavam 95 % do mercado em relações aos prémios emitidos.

A utilização da técnica do *pooling* permitiu-nos aumentar o número de observações e graus de liberdade e por conseguinte melhorar a qualidade dos estimadores obtidos.

Segundo Koutsoyiannis (1977), esta técnica é igualmente utilizada para minimizar simultaneamente a presença de multicolinearidade entre variáveis quando se trabalha em corte horizontal e a autocorrelação dos resíduos inerentes às séries temporais.

a) Os custos operativos

Incluem-se nesta rubrica todas as despesas com a aquisição de factores produtivos, trabalho (*w*), capital (*r*) e informação (*i*), esta última relacionada com a utilização de uma rede de intermediários de seguros, bem como todos os consumos intermédios.

b) Output

Como medida do *output* da empresa de seguros utilizamos os recursos financeiros, próprios e alheios, utilizados na obtenção da margem financeira num período determinado.

c) O preço dos inputs

O preço do factor trabalho (w) resulta da divisão de todos os encargos com o pessoal pelo número de trabalhadores ao serviço da empresa. O preço do factor capital (r), tal como o sugere Levy Garboua (1977), é suposto constante, uma vez que se considera que a remuneração do capital exigida pelos accionistas de empresas de seguros é a mesma para todos ⁽⁶⁾.

O preço do factor informação resulta da relação entre as comissões de seguro directo pagas aos intermediários e o volume de prémios emitidos líquidos de anulações.

d) As variáveis de homogeneização

Tendo em atenção que não existe ainda contabilidade separada para o ramo «Vida» e os ramos «Não vida», o que nos impede de efectuar uma análise diferenciada, optamos por introduzir no modelo uma variável que pretende captar a influência da exploração de uma carteira «Vida» pelas sociedades de seguros «Não vida».

Ele é representado pelo meio dos prémios de seguro directo só do ramo «Vida» sobre os prémios de seguro directo totais.

Outra variável susceptível de influenciar também os custos operacionais é a que se relaciona com a utilização do resseguro, a qual é medida pela relação entre prémios de resseguro cedido e os prémios de seguro directo totais. Com efeito, a transferência de prémios para os resseguradores, em contrapartida de comissões de resseguro, permite ao segurador directo amortizar uma parte dos seus custos directos (gastos gerais e comissões).

Estas duas variáveis entram linearmente no modelo por existirem companhias que não exploram ramo «Vida» e não recorrem ao resseguro ⁽⁷⁾.

A variável de mercado (RNE), rácio do número equivalente ⁽⁸⁾, permite, segundo Mullineaux (1978), analisar o comportamento de gestão da firma de seguros. O sinal do coeficiente desta variável é positivo em situação de concorrência perfeita e negativo nas situações de concorrência imperfeita.

A variável «índice de preços» é introduzida no modelo, dado trabalharmos com o *output* a preços constantes do ano base. Ela permite-nos separar o efeito volume do efeito preços sobre os custos operativos.

A forma jurídica DE para as sociedades estrangeiras é uma variável *dummy* que pretende verificar se os custos são de alguma forma influenciados pelo estatuto jurídico das empresas.

⁽⁶⁾ Devemos sublinhar que, sendo o Estado o detentor das principais empresas de seguros, controlando perto de três quartos do mercado, esta asserção nos parece adequada à realidade portuguesa.

⁽⁷⁾ São normalmente companhias de pequena dimensão.

⁽⁸⁾ Relação entre o número de firmas de dimensão idêntica, para satisfazer toda a procura de seguros, e o número de firmas existentes no mercado.

2 — Os resultados do modelo

Os resultados do modelo, tendo como medida de *output* os recursos financeiros, são apresentados na coluna 1 do quadro I.

Nas colunas 2 e 3 apresentamos os resultados obtidos quando substituímos aquela variável, respectivamente, pelos prémios que representam a receita bruta do segurado e pelas indemnizações que constituem o peso *ex post* da mutualidade nessa receita. Se a lei dos grandes números se verificasse, então a diferença entre prémios e custos operativos deveria ser igual às indemnizações pagas *ex post*, de maneira que seria irrelevante utilizar uma ou outra das medidas na regressão dos custos. Veremos que na prática isso não sucede. Os prémios subavaliavam as economias de escala devido ao facto de já incorporarem a componente teórica dos custos operativos, enquanto as indemnizações permitem a obtenção de resultados relativos ao efeito dimensão, próximos daqueles obtidos com os recursos financeiros investidos.

A forma jurídica parece ser irrelevante em termos de comportamento diferenciado, visto não ser estatisticamente significativa.

QUADRO I

	REF		PSD		INO	
α_Q	(**)	0,707 (0,28)	(**)	0,79 (0,20)		0,21 (0,23)
β_{QQ}		0,02 (0,02)		0,01 (0,01)	(**)	0,07 (0,02)
α_W		1,30 (0,92)		0,56 (0,59)	(**)	1,94 (0,79)
α_I	—	0,42 (0,9)		0,28 (0,56)	—	0,87 (0,73)
β_{QW}	(*) —	0,09 (0,85)	—	0,01 (0,04)	(**)	0,16 (0,06)
α_{Wi}	—	0,18 (0,23)	—	0,07 (0,13)	—	0,30 (0,22)
REAS	(**)	1,04 (0,28)	(**)	0,85 (0,17)	—	0,30 (0,22)
VIE	(**)	2,13 (0,15)	—	0,001 (0,06)		0,04 (0,10)
RNE	(**)	2,11 (1,14)	—	0,12 (0,68)	—	0,19 (1,18)
PRIX	(**)	2,80 (0,38)	(**)	1,00 (0,22)	(**)	1,06 (0,36)
DE	—	19,89 (0,14)	(*) —	8,90 (0,07)	—	6,54 (0,3)
DP	(**)	19,71 (0,14)	(**)	9,03 (2,75)		6,69 (4,27)
R		0,96		0,98		0,96
F		196,9		562,3		211,4
DE		2,11		2,71		1,92

(**) Valores significativos com um *t* de student a 5 %.

A análise do quadro da variância ⁽⁹⁾ não nos permite rejeitar de forma inequívoca a forma Cobb-Douglas. Com efeito, as restrições de nulidade impostas quando se pretende passar da forma *Translog* para a forma Cobb-Douglas parecem ter aqui suporte estatístico face ao F prático (2,27) obtido ⁽¹⁰⁾. Isto significa que os resultados de anteriores estudos obtidos com um modelo deste tipo não devem ser rejeitados.

Secção IV — As elasticidades e as economias de escala

A fórmula que nos permite obter as elasticidades da função *Translog* obtém-se a partir da derivada da função de custo em relação a cada uma das variáveis explicativas.

Temos assim as elasticidades seguintes:

$$\frac{\partial \ln c}{\partial \ln Q}, \frac{\partial \ln c}{\partial \ln P}, \frac{\partial \ln c}{\partial \ln REA}, \frac{\partial \ln c}{\partial \ln Vie}, \frac{\partial \ln c}{\partial \ln RNE} \text{ e } \frac{\partial \ln c}{\partial \ln P}$$

A) As economias de escala

Estas obtêm-se a partir da seguinte relação:

$$\epsilon(c/Q) = \frac{\partial \ln c}{\partial \ln Q} = \delta_0 + \beta_{QQ} \ln Q + \beta_{QW} (\ln w - \ln i) \quad (11)$$

Para a forma Cobb-Douglas e para as formas a elasticidade constante os valores são apresentados no quadro II.

QUADRO II

As economias de escala

	Versão I $\overline{Q = REF}$	Versão II $\overline{Q = PSD}$	Versão III $\overline{Q = IND}$
<i>TLOG</i>	0,89	0,97	0,86
<i>CES</i>	(**) 0,88	(**) 0,97	(**) 0,84
<i>CO</i>	(**) 0,88	(**) 0,97	(**) 0,84

(**) Valores significativos com um *t* de student a 5 %.

Da análise dos valores do quadro anterior podemos concluir que as economias de escala existem sempre quando os recursos financeiros e as indem-

⁽⁹⁾ Ver anexos econométricos.

⁽¹⁰⁾ A comparar com um *F* teórico de (2,78) grau de liberdade.

⁽¹¹⁾ As elasticidades foram calculadas no ponto médio das variáveis.

nizações representam a medida do produto. Quando o volume de prémios é utilizado em alternativa, os valores são estatisticamente iguais a 1, o que significa que neste caso os rendimentos são constantes.

B) As outras elasticidades

Dado que todas as variáveis, com excepção daquelas que representam o peso do ramo «Vida» e do resseguro na carteira de seguros directos, estão em logaritmos, os coeficientes destas variáveis no modelo representam a elasticidade directa dos custos em relação a cada uma delas ⁽¹²⁾.

Em relação ao preço dos *inputs* temos:

$$\frac{\partial \ln c}{\partial \ln P_j} = \alpha_{P_j} + \beta_{QP_j} \ln Q + \gamma_{P_j P_i} (\ln P_i - \ln P_j)$$

Se a função for CES, os termos β_{QP_j} desaparecem. Se, para além disso, a função for Cobb-Douglas, então a elasticidade resume-se a α_{P_j} .

Dado que, no nosso modelo, o preço do capital é suposto idêntico para todas as empresas do corte horizontal, o valor da elasticidade estando reflectido na constante, isso significa que a condição da homogeneidade poderá não estar garantida.

Com efeito, a soma do peso das despesas em cada um dos restantes factores já não é igual à unidade. No entanto, este facto não influencia, em nossa opinião, os valores obtidos para o coeficiente da variável de produto, visto que isso quer dizer que ao modelo inicial subtraímos o preço de cada um dos factores e aos custos o logaritmo de uma constante ⁽¹³⁾.

De qualquer maneira, os valores das elasticidades em relação ao preço de outros factores está incorrectamente avaliado, porque lhe faltam os efeitos induzidos resultantes dos produtos cruzados, entre o preço do factor capital e o produto e entre o preço do factor capital e os preços dos outros *inputs*.

É assim de suspeitar que os valores $\varepsilon(c/i)$ e $\varepsilon(c/w)$ estão, respectivamente, sobre e subavaliados face à realidade observada por Pereira da Silva (1988).

⁽¹²⁾ Sublinhamos que a elasticidade custo/preço dos *inputs* $\varepsilon(c/P_j) = \partial \ln c / \partial \ln P_j$ não é senão a proporção da despesa desse *input* nos custos totais. Cf. Murray e White (1983).

⁽¹³⁾ Nestas condições, o valor dos parâmetros do modelo não se altera. Cf. Johnston (1972).

QUADRO III
As outras elasticidades

	Valor estimado	Valor observado
$\epsilon (clw)$	0,30	0,51
$\epsilon (cli)$	0,59	0,46
$\epsilon (clRess)$	(**) — 0,18	—
$\epsilon (clvie)$	(**) — 0,40	—
$\epsilon (clPreços)$	(**) 2,80	—
$\epsilon (clRNE)$	(**) — 2,11	—

(**) Valores significativos a um nível de significância de 5 %. Os valores de $\epsilon (clRess)$ e $\epsilon (clvie)$ foram obtidos nos pontos médios das variáveis.

Olhando para os valores da elasticidade resseguro e vida verificamos que o efeito destas variáveis sobre os custos é negativo. Isso significa que a exploração de uma carteira «Vida» pelas sociedades «Não vida» e o acesso ao resseguro contribuem para a redução dos custos operacionais.

Por outro lado, em período de inflação, como é o que analisamos, os preços parecem exercer uma forte influência positiva sobre a evolução dos custos.

Finalmente, o comportamento das empresas parece ser do tipo monopolístico, o que é confirmado pela existência de um sistema de acesso controlado e de preços administrados.

Conclusão

A utilização de uma forma transcendental logarítmica para a função de custos na empresa de seguros permite-nos constatar a existência de economias de escala quando o *output* é medido pelos recursos financeiros ou pelas indemnizações. Aliás, estas economias são confirmadas quando analisadas através de modelos tradicionais, Cobb-Douglas ou CES.

No entanto, quando o produto é medido pelo volume de prémios, variável correntemente utilizada pelas decisões da política económica para fundamentar as fusões de empresas, as referidas economias parecem não existir.

A nossa principal conclusão é que a problemática da dimensão ou do redimensionamento das empresas de seguros deve pressupor uma análise prévia dos critérios que vão presidir a essas funções, nomeadamente dos aspectos que se prendem com a dimensão financeira das seguradoras.

Pode acontecer que, para determinada estrutura de custos, seja ao nível da dimensão da carteira de activos financeiros resultante das aplicações dos recursos colectados pela empresa, e não quando se juntam carteiras de apólices que se poderão obter economias de escala.

28 de Dezembro de 1989

BIBLIOGRAFIA

- ALLEN, R., «Cross sectional estimates of cost economics in stock property liability companies», *Review of Economics and Statistics*, 56 (1974), p. 103.
- BARATA, J. M., *Analyse de l'industrie bancaire au Portugal — Economies d'échelle et rentabilité*, Thèse. Université d'Orléans, 1981.
- «A Global Model of Bank Profitability. A non-competitive market case with restrictive Monetary Policy», *Off Print from Economic Notes*, vol. 14, n.° 2, Monte du Pacchi di Siena, 1985.
- BENSTON, G., «Economies of scale and marginal costs in banking operations», *The National Banking Review*, June 1965, pp. 507-549.
- BENSTON, G., HANWECK, G., HUMPHREI, D., «Scale economies and banking. A restructuring and a reassessment», *Journal of Money Credit and Banking*, vol. 14, n.° 4, November 1982.
- BLAIR, R., JACKSON, J., e VOGEL, R., «Economies of Scale in the administration of health insurance», *Review of Economic Studies*, vol. 57, 1975, pp. 185-189.
- BORCH, K., «Administrative expenses of insurance companies», *Lettre d'information — Association de Genève*, 31, October 1976.
- CHRISTENSEN, L., e GREENE, H., «Economies of scale in US Power Generation», *Journal of Political Economy*, vol. 84, part 1, August 1976, pp. 655-671.
- CUMMINS, J. D., «Economies of scale in independent insurance agencies», *Journal of Risk and Insurance*, vol. 44, 1977.
- DIEWERT, E., «Hick's Aggregation Theoreme and the existence of a Real Value Added Function», in *Production Economics a dual approach to theory and applications*, Fuss & D. McFadden Editor, North Holland, Amsterdam, 1978.
- «Applications of duality theory», in *Frontier of Quantitative Economics*, vol. II, ed. Intriligator & Kendrick, North Holland, 1974, pp. 107-205.
- DOHERTY, N., «The measurement of output and economies of scale in the property liability insurance», *Journal of Risk and Insurance*, 1981, pp. 390-402.
- FRIEDMAN, M., «Comment», in *Conference of business concentration and price policy*, Princeton Univ. Press, 1955.
- GEEHAN, R., «Returns to scale in the life insurance industry», *The Bell Journal of Economics and Management Science*, vol. 8, 1977, pp. 497-514.
- GRILICHES, Z., «Research expenditure, education and the aggregated agricultural production», *The American Economic Review*, 1964.
- HAMMOND, E., MELANDER, R., e SHILING, N., «Economies of scale in the property and liability insurance industry», *Journal of Risk and Insurance*, 38, (1971), pp. 180-191.
- HENSLEY, R., «Economies of scale in financial enterprises», *Journal of Political Economy*, vol. LXVI, 1958, pp. 389-398.
- HOUSTON, D., e SIMON, R., «Economies of scale in financial institutions. A study of life insurance», *Econometrica*, 38 (1970), pp. 856-864.
- JOHNSTON, L., FLANINGAN, G., e WEISBART, S., «Returns to scale in the property liability insurance industry», *Journal of Risk and Insurance*, 1, 48 (1), 1981, pp. 18-45.
- JOHANSEN, L., *Production functions*, North Holland, Amsterdam, 1972.
- JOHNSTON, L., *Statistical Cost Analyses*, McGraw Hill, New York, 1960.
- *Econometric Methods*, 2nd edition McGraw Hill, Kogakush, Ed. Tokyo, 1972.
- JORGENSEN, D., «Econometric Methods for Modeling Producer Behavior», *Handbook of Econometrics*, edited by Z. Griliches and Intriligator, North Holland, 1986.
- JORGENSEN, O., e LAU, L., «The duality technology and economic behavior», *Review of Economic Studies*, 1974, pp. 181-200.
- JOSKOW, P., «Cartels competition and regulation in the property liability insurance», *The Bell Journal of Economics and Management Science*, 1973, pp. 375-427.
- KELLNER, S., e MATHEWSON, F., «Entry Size Distribution scale and scope Economies in the Life Insurance Industry», *Journal of Business*, vol. 56, n.° 1, 1983.
- KOUTSOYIANNIS, A., *Theory of Econometrics*, 2nd edit., The MacMillan Press, Ltd., London 1977.

- McFADDEN, D., «A duality of production, cost and profit function», in *Production economics: a dual approach to theory and application*, Fuss & McFadden ed., North Holland, Amsterdam, 1978.
- MULLINEAUX, D., «Economies of scale and organisational efficiency in banking. A profit function approach», *Journal of Finance*, vol. xxxiii, n.º 1, March 1978, pp. 259-280.
- MURRAY, J., e WHITE, R., «Economies of scale and economies of scope in multiproduct financial institution. A study of the British Columbia Credit Union», *Journal of Finance*, vol. xxxviii, n.º 3, June 1983, pp. 887-902.
- NERLOVE, M., «Returns to scale in electricity supply», in *Measurement in Economics*, Stanford Univ. Press, 1963.
- OUTREVILLE, J., «L'assurance en France. Essais d'analyses macroéconomiques», *Association de Genève*, 1987.
- OUTREVILLE, J., e PROULX, C., «Fusions et économies de dimension sur le marché des assurances générales au Québec», *Actualité Economique*, vol. 61, n.º 3, September 1985.
- PRAETZ, P., «Returns to scale with US Life Insurance Industry», *Journal of Risk and Insurance*, 1981, pp. 525-533.
- «Returns to scale in the Australian life insurance industry», *Economic Record*, vol. (57), n.º 158, 1981, pp. 269-276.
- PRICHET, T., «Operating expenses of life insurance», *Journal of Risk and Insurance*, 40 (1973), pp. 157-165.
- QUIRIN, G., e WATERS, W., *Competition economic efficiency and profitability in the Canadian insurance industry*, Insurance Bureau of Canada, 1981.
- ROSS, S., «The Economic Theory of Agency. The Principal Problem» *American Economic Association*, vol. 63, n.º 2, May 1979.
- SHEPHARD, R., *Cost and production function*, Princeton Univ. Press, 1953.
- *Theory of cost and production function*, Princeton Univ. Press, 1970.
- SILVA, C. P., «Custos e rentabilidade na indústria de seguros», *Cadernos de Economia*, Lisboa, 1989 (a publicar).
- SIMON, H. A., «On parsimonious explanation of production function», *Southern Economic Journal*, vol. 81, n.º 1, 1980, pp. 458-474.
- SKOGH, G., «Returns to scale in the Swedish property liability insurance industry», *Journal of Risk and Insurance*, vol. xlix (2), 1982, pp. 218-228.
- UZAWA, H., «Duality principles in the theory of cost and production», *International Economic Review*, vol. 5, n.º 2, May, 1964.
- VARIAN, H., *Microeconomic analysis*, WW Norton & Co., New York, 1978.
- WALLIS, K., *Topics in applied econometrics*, 2nd ed., Basil Blackwell, Oxford, 1979.
- WALTERS, A., «Production and cost functions. An Econometrica survey», *Econometric*, January-April, 1963, pp. 1-67.

Anexos econométricos

OLS — Dependent variable: *co-i*

Right-hand variable	Estimated coefficient	Standard error	T-Statistic	Prob.
1 <i>ress1*</i>	0,637367900	0,31384	T= 2,03084	0,046
2 <i>ress12*</i>	0,035888862	0,02231	T= 1,60889	0,112
3 <i>r³⁻ⁱ</i>	— 0,209298281	0,14438	T= 1,44964	0,151
4 <i>w-i</i>	3,084135225	0,84766	T= 3,63843	0,001
5 <i>rew-rei</i>	— 0,185657945	0,05493	T= 3,37995	0,001
6 <i>rer3-rei</i>	— 0,001489233	0,00863	T= 0,17251	0,863
7 <i>rw-r2-w2</i>	0,126036231	0,02967	T= 4,24862	0,000
8 <i>ri-r2-i2</i>	— 0,086483516	0,02903	T= 2,97881	0,004
9 <i>wi-w2-i2</i>	— 0,242116991	0,18283	T= 1,32427	0,189
10 REAS	— 1,298180722	0,26262	T= 4,94321	0,000
11 VIE	— 2,268686141	0,13032	T= 17,40830	0,000
12 RNE	— 2,240137080	0,99554	T= 2,25016	0,027
13 PRIX	2,714705304	0,35075	T= 7,73977	0,000
14 D1	— 0,525627531	0,13786	T= 3,81282	0,000
15 Constant	— 20,436556318	3,72893	T= 5,48054	0,000

Sample size (1 to 91) = 90 (DF = 75)
 Sum of squared residuals = 4,810749
 Variance (MSE) = 0,064143
 Standard error (root MSE) = 0,253265
 R-Squared = 0,979650
 Adjusted R-Squared = 0,975851
 F-Statistic (14, 75) = 257,891127 (p = 0,0000)
 Sum of residuals = — 0,000000
 Durbin-Watson statistic = 2,147861

Analysis of variance:

Source	Sum SQ	DF	Mean SQ
Due to regression	231,588	14	16,542
Residual	4,811	75	0,064
<i>Total</i>	236,399	89	2,656

OLS — Dependent variable: *co*

Right-hand variable	Estimated coefficient	Standard error	T-Statistic	Prob.
1 <i>ress1*</i>	0,647829660	0,31520	T = 2,05533	0,043
2 <i>ress12*</i>	0,034740192	0,02244	T = 1,54784	0,126
3 <i>r</i>	— 0,220988053	0,14621	T = 1,51139	0,135
4 <i>w</i>	3,001252743	0,86332	T = 3,47642	0,001
5 <i>i</i>	— 1,990696227	0,88628	T = 2,24613	0,028
6 <i>rew-rei</i>	— 0,183349919	0,05535	T = 3,31277	0,001
7 <i>rer-3-rei</i>	— 0,000351176	0,00884	T = 0,03973	0,968
8 <i>rw-r2-w2</i>	0,130363385	0,03041	T = 4,28709	0,000
9 <i>ri-r2-i2</i>	— 0,092654461	0,03037	T = 3,05133	0,003
10 <i>wi-w2-i2</i>	— 0,177679347	0,20771	T = 0,85544	0,395
11 <i>REAS</i>	— 1,245553374	0,27232	T = 4,57382	0,000
12 <i>VIE</i>	— 2,242082191	0,13785	T = 16,26474	0,000
13 <i>RNE</i>	— 2,202140044	1,00287	T = 2,19584	0,031
14 <i>PRIX</i>	2,703584925	0,35325	T = 7,65352	0,000
15 <i>D1</i>	— 0,557644986	0,14530	T = 3,83783	0,000
16 Constant	— 19,237360363	4,22701	T = 4,55105	0,000

Sample size (1 to 91) = 90 (DF = 74)
 Sum of squared residuals = 4,781354
 Variance (MSE) = 0,064613
 Standard error (root MSE) = 0,254191
 R-Squared = 0,976048
 Adjusted R-Squared = 0,971193
 F-Statistic (15, 74) = 201,034917 (p = 0,0000)
 Sum of residuals = — 0,000000
 Durbin-Watson statistic = 2,165011

Analysis of variance:

Source	Sum SQ	DF	Mean SQ
Due to regression	194,842	15	12,989
Residual	4,781	74	0,065
<i>Total</i>	199,623	89	2,243

OLS — Dependent variable: *co*

Right-hand variable	Estimated coefficient	Standard error	T-Statistic	Prob.
1 <i>ress1*</i>	0,748823218	0,26511	T= 2,82460	0,006
2 <i>ress12*</i>	0,027199065	0,01946	T= 1,39748	0,166
3 <i>r</i>	0,051965953	0,01659	T= 3,13229	0,002
4 <i>w</i>	2,313838343	0,92937	T= 2,48969	0,015
5 <i>i</i>	— 1,422947584	0,91943	T= 1,54765	0,126
6 <i>rew-rei</i>	— 0,164732653	0,06050	T= 2,72288	0,008
7 <i>wi-w2-i2</i>	— 0,105114738	0,22634	T= 0,46440	0,644
8 <i>REAS</i>	— 1,288449565	0,28381	T= 4,53976	0,000
9 <i>VIE</i>	— 2,198311101	0,15291	T= 14,37627	0,000
10 <i>RNE</i>	— 1,888356241	1,09137	T= 1,73027	0,088
11 <i>PRIX</i>	— 2,638821388	0,36968	T= 7,13815	0,000
12 <i>D1</i>	— 0,353348161	0,14732	T= 2,39855	0,019
13 Constant	— 19,444751683	4,48272	T= 4,33772	0,000

Sample size (1 to 91) = 90 (DF=77)
 Sum of squared residuals = 6,154035
 Variance (MSE) = 6,079923
 Standard error (root MSE) = 0,282706
 R-Squared = 0,969172
 Adjusted R-Squared = 0,964367
 F-Statistic (12, 77) = 201,725577 (p=0,0000)
 Sum of residuals = — 0,000000
 Durbin-Watson statistic = 2,099911

Analysis of variance:

Source	Sum SQ	DF	Mean SQ
Due to regression	193,469	12	16,122
Residual	6,154	77	0,08
<i>Total</i>	199,623	89	2,243

OLS — Dependent variable: *co*

Right-hand variable	Estimated coefficient	Standard error	T-Statistic	Prob.
1 pad*	0,799428606	0,20695	T = 3,86283	0,000
2 pad2*	0,015439916	0,01738	T = 0,88826	0,377
3 w	0,562216647	0,59739	T = 0,94112	0,350
4 i	0,280533025	0,56120	T = 0,49988	0,619
5 pdw-pdi	— 0,019434483	0,04768	T = 0,40764	0,685
6 wi-w2-i2	— 0,079549029	0,13743	T = 0,57885	0,564
7 REAS	— 0,855408354	0,17823	T = 4,79949	0,000
8 VIE	— 0,001157488	0,06662	T = 0,01737	0,986
9 RNE	— 0,128067828	0,68202	T = 0,18778	0,852
10 PRIX	1,000589609	0,22770	T = 4,39438	0,000
11 D1	0,134584004	0,07965	T = 1,68966	0,095
12 Constant	— 9,038758571	2,75936	T = 3,27567	0,002

Sample size (1 to 90) = 90 (DF = 78)
 Sum of squared residuals = 2,485664
 Variance (MSE) = 0,031867
 Standard error (root MSE) = 0,178515
 R-Squared = 0,987548
 Adjusted R-Squared = 0,985792
 F-Statistic (11, 78) = 562,378115 (p = 0,0000)
 Sum of residuals = — 0,000000
 Durbin-Watson statistic = 2,756111

Analysis of variance:

Source	Sum SQ	DF	Mean SQ
Due to regression	197,137	11	17,922
Residual	2,486	78	0,032
<i>Total</i>	199,623	89	2,243

OLS — Dependent variable: *co*

Right-hand variable	Estimated coefficient	Standard error	T-Statistic	Prob.
1 <i>ress1*</i>	0,885182413	0,03404	T = 26,00701	0,000
2 <i>w</i>	— 0,085854753	0,27673	T = 0,31025	0,757
3 <i>i</i>	0,943350812	0,37314	T = 2,52816	0,013
4 <i>wi-w2-i2</i>	— 0,318361846	0,22657	T = 1,40511	0,164
5 <i>REAS</i>	— 1,107740761	0,28902	T = 3,83275	0,000
6 <i>VIE</i>	— 2,123967879	0,14842	T = 14,31051	0,000
7 <i>RNE</i>	— 2,304794975	1,15605	T = 1,99367	0,050
8 <i>PRIX</i>	2,839238376	0,38917	T = 7,29570	0,000
9 <i>D1</i>	— 0,200567904	0,14554	T = 1,37807	0,172
10 Constant	— 20,167057541	4,04906	T = 4,98068	0,000

Sample size (1 to 91) = 90 (DF = 80)
 Sum of squared residuals = 7,269349
 Variance (MSE) = 0,090867
 Standard error (root MSE) = 0,301441
 R-Squared = 0,963585
 Adjusted R-Squared = 0,959488
 F-Statistic (9, 80) = 235,208235 (p = 0,0000)
 Sum of residuals = — 0,000000
 Durbin-Watson statistic = 2,053848

Analysis of variance:

Source	Sum SQ	DF	Mean SQ
Due to regression	192,354	9	21,373
Residual	7,269	80	0,091
<i>Total</i>	199,623	89	2,243

OLS — Dependent variable: *co*

Right-hand variable	Estimated coefficient	Standard error	T-Statistic	Prob.
1 <i>ress1*</i>	0,707322190	0,27933	T = 2,53219	0,013
2 <i>ress12*</i>	0,024249871	0,02051	T = 1,18241	0,241
3 <i>w</i>	1,307813523	0,92005	T = 1,42147	0,159
4 <i>i</i>	— 0,421402142	0,90942	T = 0,46337	0,644
5 <i>rew-rei</i>	— 0,096817828	0,05959	T = 1,62485	0,108
6 <i>wi-w2-i2</i>	— 0,181991312	0,23738	T = 0,76667	0,446
7 <i>REAS</i>	— 1,043982574	0,28787	T = 3,62655	0,001
8 <i>VIE</i>	— 2,133358110	0,15983	T = 13,34783	0,000
9 <i>RNE</i>	— 2,110887716	1,14892	T = 1,83728	0,070
10 <i>PRIX</i>	2,807438455	0,38584	T = 7,27611	0,000
11 <i>D1</i>	— 0,198520389	0,14641	T = 1,35595	0,179
12 Constant	— 19,709918231	4,72829	T = 4,16851	0,000

Sample size (1 to 91) = 90 (DF = 78)
 Sum of squared residuals = 6,938173
 Variance (MSE) = 0,088951
 Standard error (root MSE) = 0,298246
 R-Squared = 0,965244
 Adjusted R-Squared = 0,960342
 F-Statistic (11, 78) = 196,926615 (p = 0,0000)
 Sum of residuals = — 0,000000
 Durbin-Watson statistic = 2,117231

Analysis of variance:

Source	Sum SQ	DF	Mean SQ
Due to regression	192,685	11	17,517
Residual	6,938	78	0,089
<i>Total</i>	199,623	89	2,243

OLS — Dependent variable: *co*

Right-hand variable	Estimated coefficient	Standard error	T-Statistic	Prob.
1 <i>ress1*</i>	0,878828037	0.03394	T= 25,89600	0,000
2 <i>w</i>	0,115241449	0,23827	T= 0,48367	0,630
3 <i>i</i>	0,438700679	0,10180	T= 4,30938	0,000
4 <i>REAS</i>	— 0,987487563	0,27771	T= 3,55577	0,001
5 <i>VIE</i>	— 2,048151162	0,13909	T= 14,72498	0,000
6 <i>RNE</i>	— 2,272967702	1,16276	T= 1,95480	0,054
7 <i>PRIX</i>	2,816418140	0,39116	T= 7,20019	0,000
8 <i>D1</i>	— 0,257192425	0,14069	T= 1,82807	0,071
9 Constant	— 18,475383102	3,88911	T= 4,75054	0,000

Sample size (1 to 91) = 90 (DF=81)
 Sum of squared residuals = 7,448751
 Variance (MSE) = 0,091960
 Standard error (root MSE) = 0,303249
 R-Squared = 0,962686
 Adjusted R-Squared = 0,959001
 F-Statistic (8, 81) = 261,220275 (p=0,0000)
 Sum of residuals = — 0,000000
 Durbin-Watson statistic = 1,991953

Analysis of variance:

Source	Sum SQ	DF	Mean SQ
Due to regression	192,174	8	24,022
Residual	7,449	81	0,092
<i>Total</i>	199,623	89	2,243

OLS — Dependent variable: *co*

Right-hand variable	Estimated coefficient	Standard error	T-Statistic	Prob.
1 pad*	0,970847502	0,02114	T = 45,93253	0,000
2 w	0,349980742	0,16316	T = 2,14498	0,035
3 i	0,473906970	0,21799	T = 2,17403	0,033
4 wi-w2-i2	— 0,059583345	0,13247	T = 0,44978	0,654
5 REAS	— 0,859856502	0,17066	T = 5,03849	0,000
6 VIE	0,005406612	0,06545	T = 0,08261	0,934
7 RNE	— 0,145659994	0,67640	T = 0,21535	0,830
8 PRIX	0,993160990	0,22572	T = 4,39996	0,000
9 D1	0,131134189	0,07892	T = 1,66159	0,101
10 Constant	— 9,880074072	2,32001	T = 4,25864	0,000

Sample size (1 to 90) = 90 (DF = 80)
 Sum of squared residuals = 2,510861
 Variance (MSE) = 0,031386
 Standard error (root MSE) = 0,177160
 R-Squared = 0,987422
 Adjusted R-Squared = 0,986007
 F-Statistic (9, 80) = 697,811791 (p = 0,0000)
 Sum of residuals = — 0,000000
 Durbin-Watson statistic = 2,783457

Analysis of variance:

Source	Sum SQ	DF	Mean SQ
Due to regression	197,112	9	21,901
Residual	2,511	80	0,031
<i>Total</i>	199,623	89	2,243

OLS — Dependent variable: *co*

Right-hand variable	Estimated coefficient	Standard error	T-Statistic	Prob.
1 pad*	0,970028583	0,02095	T = 46,29352	0,000
2 w	0,387745064	0,13921	T = 2,78529	0,007
3 i	0,379574057	0,05913	T = 6,41953	0,000
4 REAS	— 0,836660697	0,16188	T = 5,16853	0,000
5 VIE	0,016616590	0,06022	T = 0,27593	0,783
6 RNE	— 0,142969656	0,67303	T = 0,21243	0,832
7 PRIX	0,991248029	0,22457	T = 4,41406	0,000
8 D1	0,118734889	0,07358	T = 1,61358	0,111
9 Constant	— 9,584480517	2,21400	T = 4,32904	0,000

Sample size (1 to 90) = 90 (DF = 81)
 Sum of squared residuals = 2,517210
 Variance (MSE) = 0,031077
 Standard error (root MSE) = 0,176286
 R-Squared = 0,987390
 Adjusted R-Squared = 0,986145
 F-Statistic (8, 81) = 792,820757 (p = 0,0000)
 Sum of residuals = — 0,000000
 Durbin-Watson statistic = 2,801523

Analysis of variance:

Source	Sum SQ	DF	Mean SQ
Due to regression	197,106	8	24,638
Residual	2,517	81	0,031
<i>Total</i>	199,623	89	2,243

OLS — Dependent variable: *co*

Right-hand variable	Estimated coefficient	Standard error	T-Statistic	Prob.
1 inad*	0,210133263	0,23878	T = 0,88004	0,382
2 inad2*	0,073242693	0,02113	T = 3,46633	0,001
3 w	1,949464547	0,79599	T = 2,44910	0,017
4 i	— 0,875495923	0,73519	T = 1,19085	0,237
5 idw-idi	— 0,169028925	0,06957	T = 2,42948	0,017
6 wi-w2-i2	— 0,302814529	0,22914	T = 1,32152	0,190
7 REAS	— 0,305694115	0,30002	T = 1,01892	0,311
8 VIE	0,049631508	0,10632	T = 0,46682	0,642
9 RNE	— 0,196122867	1,10060	T = 0,17820	0,859
10 PRIX	1,066473753	0,36864	T = 2,89302	0,005
11 D1	0,153626478	0,13107	T = 1,17209	0,245
12 Constant	— 6,691790046	4,27102	T = 1,56679	0,121

Sample size (1 to 90) = 90 (DF = 78)
 Sum of squared residuals = 6,477924
 Variance (MSE) = 0,083050
 Standard error (root MSE) = 0,288185
 R-Squared = 0,967549
 Adjusted R-Squared = 0,962973
 F-Statistic (11, 78) = 211,421814 (p = 0,0000)
 Sum of residuals = — 0,000000
 Durbin-Watson statistic = 1,921081

Analysis of variance:

Source	Sum SQ	DF	Mean SQ
Due to regression	193,145	1	17,559
Residual	6,478	78	0,083
<i>Total</i>	199,623	89	2,243

OLS — Dependent variable: *co*

Right-hand variable	Estimated coefficient	Standard error	T-Statistic	Prob.
1 <i>inad*</i>	0,840133091	0,03312	T = 25,36415	0,000
2 <i>w</i>	0,271713039	0,28372	T = 0,95768	0,341
3 <i>i</i>	0,595074933	0,37988	T = 1,56647	0,121
4 <i>wi-w2-i2</i>	— 0,076250374	0,23062	T = 0,33063	0,742
5 <i>REAS</i>	— 0,269426415	0,30302	T = 0,88914	0,377
6 <i>VIE</i>	0,062815503	0,11365	T = 0,55270	0,582
7 <i>RNE</i>	— 0,153022508	1,17692	T = 0,13002	0,897
8 <i>PRIX</i>	0,969047042	0,39276	T = 2,46726	0,016
9 <i>D1</i>	0,136617898	0,13968	T = 0,97806	0,331
10 Constant	— 7,630646566	4,02616	T = 1,89526	0,062

Sample size (1 to 90) = 90 (DF = 80)
 Sum of squared residuals = 7,601232
 Variance (MSE) = 0,095015
 Standard error (root MSE) = 0,308246
 R-Squared = 0,961922
 Adjusted R-Squared = 0,957638
 F-Statistic (9, 80) = 224,550516 (p = 0,0000)
 Sum of residuals = — 0,000000
 Durbin-Watson statistic = 1,999102

Analysis of variance:

Source	Sum SQ	DF	Mean SQ
Due to regression	192,022	9	21,336
Residual	7,601	80	0,095
<i>Total</i>	199,623	89	2,243

OLS — Dependent variable: *co*

Right-hand variable	Estimated coefficient	Standard error	T-Statistic	Prob.
1 inad*	0,839120591	0,03280	T= 25,58360	0,000
2 w	0,319999580	0,24190	T= 1,32283	0,190
3 i	0,474231627	0,10299	T= 4,60483	0,000
4 REAS	— 0,240682936	0,28868	T= 0,83373	0,407
5 VIE	0,077134185	0,10450	T= 0,73815	0,463
6 RNE	— 0,149476533	1,17038	T= 0,12772	0,899
7 PRIX	0,966656402	0,39053	T= 2,47523	0,015
8 D1	0,121068060	0,13080	T= 0,92558	0,357
9 Constant	— 7,252953201	3,83942	T= 1,88908	0,062

Sample size (1 to 90) = 90 (DF= 81)
 Sum of squared residuals = 7,611619
 Variance (MSE) = 0,093971
 Standard error (root MSE) = 0,306546
 R-Squared = 0,961870
 Adjusted R-Squared = 0,958104
 F-Statistic (8, 81) = 255,414227 (p= 0,0000)
 Sum of residuals = — 0,000000
 Durbin-Watson statistic = 2,007289

Analysis of variance:

Source	Sum SQ	DF	Mean SQ
Due to regression	192,011	8	24,001
Residual	7,612	81	0,094
<i>Total</i>	199,623	89	2,243