Comunicação 4

Teste da hipótese da renda permanente utilizando dados de *cross-section* *

DENISARD C. DE OLIVEIRA ALVES **

1 — Introdução

A hipótese da renda permanente (HRP) de Friedman [1] é um exemplo excelente da utilização das variáveis latentes em teoria econômica. Friedman introduziu uma variável não observável (renda permanente) na teoria da função-consumo para poder resolver um paradoxo encontrado nas estimativas de *cross-section* e série temporal. Em estudos de *cross-section* de indivíduos, as estimativas da função-consumo apresentam um intercepto significativamente diferente de zero, enquanto que, nas estimativas de série temporal, a função-consumo passa pela origem. A forma encontrada por Friedman para solucionar esse paradoxo consistiu na formulação da HRP, sugerindo que os indivíduos ajustam seus padrões de consumo à sua renda de longo prazo, isto é, permanente.

Mais adiante discutiremos a forma pela qual a renda permanente está relacionada ao consumo e à renda observados. Antes, porém,

* Vários colegas do IPE leram a versão preliminar deste trabalho sob a forma de trabalho de discussão interna (ver Denisard C. de Oliveira Alves, "Teste de Hipótese da Renda Permanente", *in Trabalho para Discussão Interna, n.º 10/75 — IPE/USP*) e contribuíram para o esclarecimento de várias idéias aqui discutidas. Obviamente, a responsabilidade pelos erros ainda existentes nesta nova versão é do autor.

** Da Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas da USP.

1 Ver M. Friedman, *A Theory of the Consumption Function* (Princeton: Princeton University Press, 1957).

Pesq. Plan. Econ.	Rio de Janeiro,	8 (1)	261 a 278	abr. 1978

gostaríamos de salientar que o cerne da HRP é a relação entre a renda observada e a permanente, não sendo contudo testável. Para tornar a teoria testável, dois caminhos têm sido seguidos na literatura: o primeiro requer uma definição aproximada da renda permanente, isto é, um método para medida ou uma variável *proxy;*[2] o segundo consiste em especificar algumas propriedades adicionais da renda permanente.[3] Em numerosos estudos, o primeiro método tem sido seguido. *Neste trabalho pretendemos estimar e testar a HRP usando dados de* cross-section *de famílias, e para isso escolhemos o segundo caminho.* Se as propriedades adicionais à renda permanente serão aceitas ou não, como uma variável plausível da HRP, é um problema a ser discutido.

Acreditamos que tais propriedades não alterem as hipóteses centrais da teoria da renda permanente, mas mesmo que isso ocorra a extensão que proporemos pode revestir-se de interesse por si mesma.

2 — Hipóteses da renda permanente (HRP)

As relações a seguir descrevem as principais hipóteses da teoria de Friedman:[4]

2 Ver F. Modigliani e A. Ando, "The 'Permanent Income' and the 'Life Cycle' Hypothesis of Saving Behaviour: Comparisons and Tests", *in* I. Friend e R. Jones (eds.), *Consumption and Savings* (Philadelphia: University of Pennsylvania Press, 1960), vol. II, p. 126; T. Mayer, "The Propensity to Consume Permanent Income", *in American Economic Review*, vol. 56, n.º 5 (dezembro de 1966), pp. 1158-1177; R. G. Bodkin, "Windfall Income and Consumption", *in American Economic Review*, vol. 49, n.º 4 (setembro de 1959), pp. 602-614; e M. R. Fisher, "Explorations in Saving Behaviour", *in Bulletin of the Oxford Institute of Statistics*, vol. 18, n.º 3 (agosto de 1956), pp. 201-277.

3 Ver B. Singh e H. Drost, "An Alternative Econometric Approach to the Permanent Income Hypothesis: An International Comparison", *in Review of Economics and Statistics*, vol. LVIII (fevereiro de 1975), pp. 94-100; e P. Musgrave, "Estimating Permanent Income from Observed Income and Consumption: Almost Satisfactory Estimators", *in Review of Economics and Statistics*, vol. LVII (novembro de 1975), pp. 513-516.

4 M. Friedman, *op. cit.*, Cap. II.

Especificação linear

$$C_p = KY_p \tag{1}$$

$$C = C_p + C_t \tag{2}$$

$$Y = Y_p + Y_t \tag{3}$$

$$COV\ (C_p\ ;\ C_t) = 0 \tag{4}$$

$$COV\ (Y_p\ ;\ Y_t) = 0 \tag{5}$$

$$COV\ (C_t\ ;\ Y_t) = 0 \tag{6}$$

Especificação logarítmica

$$C_p' = K' + Y_p' \tag{1'}$$

$$C' = C_p' + C_t' \tag{2'}$$

$$Y' = Y_p' + Y_t' \tag{3'}$$

$$COV\ (C_p'\ ;\ C_t') = 0 \tag{4'}$$

$$COV\ (Y_p'\ ;\ Y_t') = 0 \tag{5'}$$

$$COV\ (C_t'\ ;\ Y_t') = 0 \tag{6'}$$

onde Y é uma medida da renda observada, C é uma medida do consumo observado, os subscritos p e t indicam componentes permanentes e transitórios e as linhas indicam logaritmos de variáveis.

Se supusermos que a renda e o consumo têm uma distribuição normal ou log-normal multivariada (modelo linear ou log-linear), os parâmetros da teoria da renda permanente podem ser estimados desde que exista uma relação única entre os parâmetros da distribuição multivariada e os das distribuições das variáveis que compõem o modelo da HRP. Isso pode ser mostrado para ambas as especificações, linear e logarítmica, mas ilustraremos somente a primeira.

Chamamos de M_{11} a variância da renda observada, de M_{22} a variância do consumo observado, de M_{12} a covariância e de U_1 e U_2 as médias da renda e do consumo, respectivamente, temos:

$$M_{11} = VAR\ (Y_p) + VAR\ (Y_t) \tag{7}$$

$$M_{12} = K\ VAR\ (Y_p) \tag{8}$$

$$M_{22} = K\ VAR\ (Y_p) + VAR\ (C_t) \tag{9}$$

$$U_1 = U_1 \tag{10}$$

$$U_2 = K\ U_1 \tag{11}$$

O jacobiano dessa transformação tem seu valor absoluto igual a $|KU_1|$. Então, se tanto K como U_1 forem diferentes de zero, os parâmetros da HRP (equações 1 a 6) são estimáveis e podem ser derivados a partir das estimativas dos parâmetros da distribuição normal.[5]

A estimativa de K, talvez o parâmetro mais interessante do modelo, será o quociente entre o consumo médio e a renda média no modelo linear, e o quociente entre a média geométrica do consumo e a média geométrica da renda no modelo logarítmico.

3 — Estimação

Diz Friedman que o modelo da renda permanente não pode ser estimado *eficientemente*.[6] Baseia-se ele na equivalência formal que existe entre a HRP e o modelo linear de erro nas variáveis. Mas na HRP existe uma restrição adicional: a função-consumo passa pela origem. Isto equivale a ter a constante de modelo linear de erro nas

[5] Argumento similar se aplica para o modelo log-linear, onde $J = |1|$.

[6] M. Friedman, *op. cit.*, p. 36, nota de rodapé n.º 13.

variáveis iguais a zero, e é o suficiente para tornar o modelo estimável.[7]

A HRP é formalmente idêntica ao modelo de erro nas variáveis e, assim sendo, idêntica ao modelo de análise fatorial, uma vez que os dois últimos modelos são equivalentes.[8] Podemos apresentar a HRP na forma de análise fatorial usando as seguintes transformações:

$$X = \frac{Y_p - U_1}{{}^{\sigma}Y_p} \tag{12}$$

para a especificação log-linear,

$$X' = \frac{Y_p' - U_1'}{{}^{\sigma}Y_p'} \tag{12'}$$

onde σ é o desvio padrão.[9]

Obtemos, então, na forma linear — pela substituição da equação (12) nas equações (1), (2) e (3):

$$C = K\ U_1 + (K\ {}^{\sigma}Y_p)\ X + C_t \tag{13}$$

$$Y = U_1 + {}^{\sigma}Y_p\ X + Y_t \tag{14}$$

Na forma log-linear:

$$C' = K' + U'_1 + {}^{\sigma}Y_p' + C_t' \tag{13'}$$

$$Y' = U_1' + {}^{\sigma}Y_p'\ X + Y_t' \tag{14'}$$

7 Na especificação log-linear, a HRP requer que a elasticidade-renda do consumo seja igual a 1 e, portanto, adiciona uma restrição ao modelo, permitindo sua estimação.

8 Essa equivalência entre os modelos é representada em E. Malinvaud, *Statistical Methods of Econometrics* (Amsterdã: North-Holland, 1966), pp. 362-363.

9 U_1' é a média do logaritmo da renda e não o logaritmo da média da renda.

As equações (13) e (14) descrevem um modelo de análise fatorial de um fator e duas variáveis com uma restrição adicional, ou seja, de que o quociente das duas médias é igual à carga do fator.

As equações (13') e (14') constituem também um modelo de análise fatorial de um fator e duas variáveis, com a restrição de que a carga do fator nas duas equações é a mesma.

Antes de prosseguirmos na discussão da HRP, uma observação deve ser feita com relação aos graus de liberdade necessários à estimação e ao teste de hipóteses. O número de parâmetros independentes na matriz de covariância da população é $P\ (P + 1)/2$. O número de parâmetros a serem estimados no caso de q fatores é o número de variâncias da matriz de variância e covariância, que é igual a P mais o número de cargas de fatores. Existem P cargas de fatores, mas há também q^2 condições de normalização impostas às cargas. Então, existem $P\ (P + 1)/2 - P - q^2 = [(P - q)^2 - (P + q)]$ graus de liberdade do modelo.[10]

No modelo de análise fatorial a duas variáveis e um fator, os graus de liberdade são $1/2\ [(2 - 1)^2 - (2 + 1)] = -1$.

Entretanto, a adição de mais um grau de liberdade na HRP (intercepto nulo, não precisando ser estimado), devido à restrição sobre a constante, fornece mais um grau de liberdade, o que leva o modelo a ter zero graus de liberdade, permitindo portanto sua estimação, apesar de não permitir o teste. Com as equações (13) e (14) ou (13') e (14') como modelo de HRP, podemos tornar a teoria testável se adicionarmos mais graus de liberdade. No modelo de análise fatorial isso nos leva à incorporação de mais variáveis. Podemos, por exemplo, considerar a utilização de equações de componentes de consumo em substituição às equações (13) e (13'). Esse será o caminho seguido neste trabalho.

Teríamos que supor, para isso, que cada componente do consumo fosse uma função linear ou log-linear da renda permanente, mais

[10] Para uma discussão mais detalhada do problema de estimação e dos graus de liberdade necessários à estimação e teste de hipóteses, ver T. W. Anderson e H. Rubin, "Statistical Inference in Factor Analysis", *in Proceedings of the Third Berkeley Symposium on Mathematical Statistics and Probability*, vol. V (Berkeley, 1956), p. 143.

um componente transitório. Para mantermos o espírito da teoria de Friedman seria, obviamente, necessário manter a restrição por ele imposta ao comportamento do consumo total. Agora, se esta interpretação da teoria da renda permanente é correta ou não, é um ponto a debater. De qualquer forma, é o suficiente para permitir o teste de hipóteses que, a nosso ver, podem ser relevantes para a teoria da renda permanente.

Aplicando as equações (13) e (14) e usando essas propriedades adicionais temos:

$$Y = U_1 + {}^{\sigma}Y_p\ X + Y_t \tag{14}$$

$$\left.\begin{array}{l} C_1 = a_1 + b_1\ X + C_{1t} \\ C_2 = a_2 + b_2\ X + C_{2t} \\ \cdot \quad \cdot \quad \cdot \quad \cdot \\ \cdot \quad \cdot \quad \cdot \quad \cdot \\ \cdot \quad \cdot \quad \cdot \quad \cdot \\ C_n = a_n + b_n\ X + C_{nt} \end{array}\right. \tag{15}$$

onde C_i representa o i-ésimo componente do consumo e $\sum_{i=1}^{n} C_i = C$. A restrição pode ser obtida se somarmos as equações (15) sobre i, ou seja:

$$\sum_i C_i = \sum_i a_i + \sum_i b_i X + \sum_i C_{it} \tag{16}$$

Podemos ver que $\sum_i a_i = K\ U_1$ e $\sum_i b_i = K\ {}^{\sigma}Y_p$ como especificado em (13).

Comparando (15) com (14), podemos rescrever a restrição da seguinte forma:

$$\frac{\sum_i a_i}{U_1} = \frac{\sum_i b_i}{{}^{\sigma}Y_p} \tag{16'}$$

isto é, a soma das médias dos componentes de consumo está para a média da renda, assim como a soma das cargas do fator das equações dos componentes está para a carga do fator da equação da renda.

O teste da hipótese de que (14) e (15) se mantêm e que

$$E(C_{it} \cdot C_{jt}) = 0, \quad i \neq j; \quad E(C_{it} \cdot Y_{it}) = 0 \tag{17}$$

para todo i é imediato constitui simplesmente um teste de um modelo de análise fatorial com $n + 1$ variáveis. Estamos simplesmente perguntando com esse teste se existe qualquer X ou Y_p que satisfaça todas as restrições impostas no modelo de HRP. A validade da restrição expressa na equação (16) pode ser testada pela maximização da função de máxima verossimilhança sujeita a essa restrição e pela utilização do teste da razão de máxima verossimilhança com 1 grau de liberdade adicional. Uma alternativa mais simples consiste na estimação do modelo (14) e (15) sem restrições, e posteriormente considerar a validade da restrição (16). Uma vez que os coeficientes a_i são médias amostrais, eles se distribuem normalmente. Pode-se mostrar também que as cargas dos fatores têm distribuição assintótica normal. [11] Então seria possível testar se a diferença entre as estimativas dos dois dados de (16) é significativamente diferente de zero ou não. Esse último tipo de teste seria preferível ao primeiro, pois o teste da razão de máxima verossimilhança é muito complexo e não se tem certeza da obtenção de uma solução em circunstâncias normais.

Exatamente o mesmo tipo de argumento se aplica no modelo log-linear. Ao invés de (14) e (15), teríamos:

$$Y' = U_1 + {}^{\sigma}Y'_p X + Y'_t \tag{14'}$$

$$\begin{aligned} C'_1 &= a'_1 + b'_1 X + C'_{1t} \\ C'_2 &= a'_2 + b'_2 X + C'_{2t} \\ &\cdot \quad \cdot \quad \cdot \quad \cdot \\ &\cdot \quad \cdot \quad \cdot \quad \cdot \\ &\cdot \quad \cdot \quad \cdot \quad \cdot \\ C'_n &= a'_n + b'_n X + C'_{nt} \end{aligned} \tag{15'}$$

(17) seria:

$$E(C'_{it} \cdot C'_{jt}) = 0 \qquad i \neq j; \qquad E(C'_{it} \cdot Y'_t) = 0 \tag{17'}$$

para todo i.

11 Ver T. W. Anderson e H. Rubin, *op. cit.*, pp. 145-147.

Lamentavelmente o teste da razão de máxima verossimilhança correspondente a esse modelo é bastante complexo, devido essencialmente à linearidade da restrição e à log-linearidade do modelo. Uma forma mais conveniente para trabalhar com a restrição seria a inclusão de (13') junto com (14') e (15'). Neste caso, o teste envolveria a comparação da carga do fator da equação da renda com a carga do fator da equação de consumo total. Eles devem ser iguais e a diferença de suas estimativas é normalmente distribuída. Portanto, um teste de "*t*" é aplicável.

Neste trabalho nos restringiremos à estimação do modelo linear, uma vez que alguns problemas de estimação ainda existem no modelo log-linear. Por exemplo, a inclusão de (13') pode trazer problemas, uma vez que não podemos mais supor que todos os componentes transitórios não são correlacionados. Uma possível solução para esse problema seria a inclusão de componentes de consumo que fossem "pequenos", quando comparados ao consumo total. Nesse caso se poderia esperar que seus componentes transitórios não fossem tão correlacionados com o consumo total. Seria melhor talvez para o teste que a soma dos componentes de consumo não somassem o consumo total, mas apenas uma pequena parcela deste. De qualquer forma, a estimação e teste do modelo log-linear ainda está em fase exploratória e não nos reportaremos aos seus resultados neste trabalho.

4 — Resultados empíricos

4.1 — Estimação

Para estimar o modelo linear utilizamos os dados da POF/IPE. [12] Definimos 28 itens da despesa de consumo de tal forma que o somatório deles fosse igual à despesa total de consumo de cada unidade de observação, ou seja, a família.

[12] J. T. Kirsten *et alii*, "Orçamentos Familiares na Cidade de São Paulo, 1971/72", *in Série IPE Monografias* (1973).

Portanto, o modelo de análise fatorial estimado continha 29 variáveis, sendo a última delas a renda familiar, e para estimá-lo utilizamos o BMDO8 do Biomedical Package.[13]

As Tabelas 1 a 5 resumem os resultados da estimação do modelo linear — equações (14) e (15) — antes apresentados.

TABELA 1

Variáveis	Médias	Desvios-Padrão
1	12,055815	11,665757
2	22,151853	21,292052
3	40,655345	40,935451
4	28,792601	20,589287
5	37,329651	26,763742
6	85,962761	73,148919
7	47,196017	38,833618
8	14,488857	14,209668
9	4,339332	11,165767
10	122,557903	79,512970
11	50,198866	99,561177
12	172,368891	360,318276
13	100,403500	199,606635
14	23,486227	16,969662
15	8,214979	43,334467
16	65,462761	75,929177
17	32,072290	67,843093
18	27,314996	30,562351
19	49,974361	118,481124
20	74,847832	360,931446
21	82,497046	225,364116
22	42,845706	49,886537
23	119,806710	261,294302
24	98,761189	339,359490
25	65,415424	172,517696
26	1,918769	16,244051
27	0,753029	15,157277
28	0,387521	7,695895
29	1880,301550	2176,215404

13 W. J. Dixon (ed.), *B.M.D. — Biomedical Computer Programs*, (Berkeley: University of California Press, 1971).

TABELA 2

Variáveis	Estimativa da Comunalidade	Comunalidade Final
1	136,089879	22,507316
2	453,351468	77,612881
3	1675,711161	374,143743
4	423,918732	15,553939
5	716,297903	98,939595
6	5350,764291	1256,741177
7	1508,049875	1,763632
8	201,914665	13,188308
9	124,674340	18,408276
10	6322,312361	1970,910930
11	9912,427899	1667,126210
12	129829,259914	75384,262945
13	39842,808670	3563,472833
14	287,969413	80,745700
15	1877,876031	28,519321
16	5765,239960	1235,167061
17	4602,685264	1625,802884
18	934,057320	204,992135
19	14037,776658	3420,810880
20	130271,509068	87176,659114
21	50788,984715	13198,818054
22	2488,666536	66,506827
23	68274,712468	20200,612469
24	115164,863412	40310,761473
25	29762,355296	9069,545603
26	263,869181	1,511917
27	229,743037	1,245114
28	59,226793	0,589498
29	4735913,484416	4734358,047616

TABELA 3

Variáveis	Matriz dos Fatores antes da Rotação	
	Fator 1	Fator 2
1	4,70791	0,58561
2	8,76933	0,84366
3	19,17574	2,53665
4	3,94344	— 0,05680
5	9,93851	— 0,40898
6	35,41698	1,54236
7	1,17924	— 0,61076
8	3,62882	0,14127
9	4,10093	1,26122
10	44,38916	0,71643
11	40,48803	— 5,27687
12	189,86710	198,32990
13	59,68007	— 1,32724
14	8,93107	0,99077
15	5,33980	— 0,07629
16	35,04711	— 2,62047
17	39,45308	8,32209
18	14,30140	0,67976
19	58,48466	— 0,59584
20	203,07541	214,32927
21	110,35806	31,93613
22	7,46002	— 3,29467
23	134,77707	45,11934
24	108,02492	—169,23764
25	88,93122	34,07027
26	1,22670	— 0,08435
27	1,07619	— 0,29482
28	0,75879	— 0,11718
29	2175,58063	— 34,74134

TABELA 4

Variáveis	Coeficientes do *Factor Scores*	
	Fator 1	Fator 2
1	0,00000	0,00000
2	0,00000	0,00001
3	0,00000	0,00002
4	0,00000	—0,00000
5	0,00000	—0,00000
6	0,00001	0,00001
7	0,00000	—0,00001
8	0,00000	0,00000
9	0,00000	0,00001
10	0,00001	0,00001
11	0,00001	—0,00004
12	0,00004	0,00166
13	0,00001	—0,00001
14	0,00000	0,00001
15	0,00000	—0,00000
16	0,00001	—0,00002
17	0,00001	0,00007
18	0,00000	0,00001
19	0,00001	—0,00000
20	0,00004	0,00179
21	0,00002	0,00027
22	0,00000	—0,00003
23	0,00003	0,00038
24	0,00002	—0,00142
25	0,00002	0,00029
26	0,00000	—0,00000
27	0,00000	—0,00000
28	0,00000	—0,00000
29	0,00045	—0,00029

TABELA 5

Amostra de Factor Scores [a]

Observações	Amostra de *Factor Scores*	
	Fator 1	Fator 2
2339	3,13135	0,65484
2340	3,09230	— 1,49995
2341	3,06395	— 2,11757
2342	3,16839	0,32141
2343	3,28409	0,07973
2344	3,40752	— 0,50737
2345	3,40509	0,06420
2346	3,52384	2,37881
2347	3,40877	0,04864
2348	3,41201	— 1,40213
2349	3,45244	— 2,83068
2350	3,63368	2,64648
2351	4,11974	17,14575
2352	3,74834	0,23869
2353	3,81834	— 1,27677
2354	3,99721	0,42497
2355	3,98022	— 0,85480
2356	4,02994	— 0,65676
2357	3,88821	— 2,24966
2358	4,58885	22,60489
2359	4,00518	— 2,51029
2360	4,09984	— 1,82730
2361	4,49492	—13,34361
2362	4,43560	— 2,25304
2363	4,79457	1,15406
2364	4,83644	— 0,11933
2365	4,82145	— 1,71764
2366	5,08351	— 1,76626
2367	5,12038	— 1,39981
2368	5,18176	0,80651
2369	5,47410	— 2,48480
2370	5,36652	— 1,89365
2371	5,54000	3,05157
2372	5,45072	— 2,43822
2373	5,78776	— 3,51058
2374	5,88123	— 2,99357
2375	6,04757	0,28461
2376	7,04984	— 5,78276
2377	8,32725	3,78792
2378	9,13884	— 2,64988
2379	10,97898	— 4,47758
2380	17,70054	14,66949

[a] São uma medida da renda permanente para as observações ou famílias.

4.2 — Teste da HRP

Para testar a HRP basta fazer um teste de diferenças de médias sobre a relação $\frac{\Sigma a_i}{U_1} = \frac{\Sigma b_i}{\sigma_{Y_p}}$.

Como a_i e b_i são variáveis normais, simplesmente fizemos um teste de diferenças de médias de populações normais, mas com variâncias diferentes. Se dividirmos ambos os lados da relação acima por N = 28 (número de variáveis do modelo), a igualdade permanece válida. Portanto, o teste de diferenças de médias nos responderá se os resultados obtidos através da análise fatorial são compatíveis com a restrição imposta por nós — equação (16) — ao modelo da HRP.

O procedimento utilizado para testar a hipótese foi o seguinte:

1.º) Definimos as seguintes variáveis:

$$Z_{1i} = \frac{a_i}{U_1} \quad \text{e} \quad Z_{2i} = \frac{b_i}{\sigma_{Y_p}}; \qquad i = 1, \ldots, 28.$$

Exisem 28 itens de consumo, e portanto cada um dos a_i corresponde à média amostral do respectivo item de consumo. Os b_i são os *factor loadings* das 28 equações representadas pelo sistema de equações (15). Os *factor loadings* têm distribuição normal no limite.[14] Desta forma Z_1 e Z_2 têm distribuição normal, e é possível então testar se as estimativas de K obtidas por $\frac{\Sigma a_i}{U_1}$ e $\frac{\Sigma b_i}{\sigma_{Y_p}}$ apresentam diferenças estatisticamente significantes.[15]

2.º) Para testar a diferença $\frac{\Sigma a_i}{U_1} / N - \frac{\Sigma b_i}{\sigma_{Y_p}} / N$ um teste "*t*" foi utilizado (N = 28). Mas, como a verdadeira variância de Z_1 e Z_2 é desconhecida e não podemos supô-las iguais, primeiramente realizamos um teste para verificar se as variâncias de Z_1 e Z_2 são iguais.

[14] T. W. Anderson e H. Rubin, *op. cit.*, pp. 145-149.

[15] Os 28 valores de a são apresentados na Tabela 1, e a média da 29.ª variável (renda observada) é o valor de U_1. Os 28 valores de b são apresentados na Tabela 3, e o 29.º Fator 1 é o σ_{Y_p}. Então, $V_1 = 1880{,}30$ e $\sigma_{Y_p} = 2175{,}58$.

3.º) O procedimento utilizado foi um teste de F, onde

$$H_0 : \sigma^2_{Z_1} = \sigma^2_{Z_2} \quad \text{e} \quad H_1 : \sigma^2_{Z_1} \neq \sigma^2_{Z_2}.$$

O valor do F calculado foi de 1,30, o que nos leva à aceitação da hipótese nula e, portanto, à realização do teste de diferenças das médias μ_{Z_1} e μ_{Z_2}.

4.º) Em seguida testamos as seguintes hipóteses:

$$H_0 : \mu_{Z_1} = \mu_{Z_2} \quad \text{e} \quad H_1 : \mu_{Z_1} \neq \mu_{Z_2}$$

com a seguinte hipótese mantida: $\sigma^2_{Z_1} = \sigma^2_{Z_2}$.

O resultado do teste foi o seguinte:

Variável	N	Média	Desvio-Padrão	Valor do "t"	Graus de Liberdade
Z_1	28	0,0204	0,026	-1,03	54
Z_2	28	0,0272	0,023		

Dado o baixo valor do "t" calculado, aceitamos H_0 a um nível de significância de 1%, levando-nos a concluir que não existe diferença significante entre os dois lados da equação de restrição (16) e que a HRP é aceita pelos dados.

5 — Implicações

Vimos que a HRP pode ser testada se fizermos a seguinte pergunta: existe alguma variável que satisfaça as condições impostas por nós sobre a "renda permanente"? Essa pergunta pode ser decomposta em duas: existe uma variável que satisfaz (14) e (15) ou (14') e (15')? Se existe, é a condição de elasticidade-renda unitária satisfeita? Apesar de a teoria da renda permanente requerer uma resposta afirmativa a ambas as questões, julgamos que uma resposta afirmativa à primeira poderia ser extremamente interessante, pois significa que o espaço renda-consumo é essencialmente unidimensional, e isso seria extremamente relevante para a teoria da função-consumo.

Os resultados apresentados indicam a aceitação da HRP pelos dados da amostra utilizada para o teste e, portanto, uma resposta afirmativa à primeira pergunta. Com relação à segunda pergunta, não será possível dar uma resposta, pelo menos por enquanto, uma vez que não estimamos o modelo log-linear.

Outro aspecto importante é que uma resposta afirmativa à primeira pergunta nos permite estimar a renda permanente para cada unidade familiar pelo método de *factor scores*. Isso foi feito. Uma amostra das nossas estimativas foi apresentada na Tabela 5, onde tomamos as últimas observações da camada superior da distribuição de renda observada das famílias existentes no POF/IPE. Os dados da POF de renda familiar estão ordenados em ordem crescente de renda. É possível observar na tabela de *factor scores* que os valores correspondentes ao Fator 1 estão correlacionados positivamente com a renda observada. O Fator 1 é a estimativa da renda permanente porque os dados aceitaram a hipótese de que a HRP pode ser vista como um modelo de análise fatorial com um fator.

Finalmente, o método discutido permitiu obter estimativas mais eficientes do que aquelas obtidas por meio de estimador de variável instrumental, onde mínimos quadrados são aplicados em regressão onde a *proxy* para a renda permanente é usada como variável independente em lugar de renda observada.